L'admissibilité aux prestations d'a.-c., la participation aux prestations et le compte d'a.-c.

Rapport final

Préparé pour :

Développement des ressources humaines Canada

Mai 1998

Rédigé par :

Paul Storer
Département d'économique
Western Washington University

Marc Van Audenrode
Département d'économique
Université Laval

SP-AH049F-05-98
(also available in english)

101-02481/

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Anne Routhier et Ging Wong pour les commentaires judicieux qu'ils ont faits au cours de la préparation de cette étude. Anne Routhier a également fourni une aide précieuse avec les données utilisées pour cette étude.

Les opinions exprimées dans cette étude représentent le point de vue des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position de DRHC.

Préface

Dans le cadre de sa politique et de ses programmes, Développement des ressourches humaines Canada (DRHC) s'engage à aider tous les Canadiens et les Canadiennes à vivre une vie productive et enrichissante et à promouvoir un milieu de travail juste et sécuritaire, un marché du travail compétitif avec équité en matière d'emploi et une solide tradition d'acquisition du savoir.

Afin de s'assurer qu'il utilise à bon escient les fonds publics pendant qu'il remplit cet engagement, DRHC évalue de façon rigoureuse dans quelle mesure les objectifs de ses programmes sont atteints. Pour ce faire, le Ministère recueille systématiquement des renseignements qui lui permettent d'évaluer la raison d'être du programme, son incidence nette et des solutions de rechange aux activités subventionnées par l'État. Les renseignements obtenus servent de point de départ pour mesurer le rendement et évaluer les leçons tirées en matière de politique stratégique et de planification.

Dans le cadre de ce processus, le Ministère a commandé cinq études afin d'évaluer la façon dont les Canadiens se sont adaptés à la réforme de l'assurance-chômage de 1994. Ces études ont été effectuées par des spécialistes du milieu universitaire. Chaque étude porte sur l'analyse d'un sujet précis.

Bob Wilson
Directeur général
Évaluation et exploitation des données

Ging Wong
Directeur
Évaluation stratégique et suivi du rendement

Table des matières

Sommaire i

1. Introduction 1

2. Cadre économique de l'étude 5

3. Méthodologie statistique pour l'analyse des données 7

4. Comment établir un lien entre les résultats statistiques et les questions de politiques publiques 11

5. Aperçu des données utilisées 15

6. Résultats statistiques 19

A. Caractéristiques des échantillons 19

B. Déterminants de la probabilité d'admissibilité à l'assurance-chômage. 27

C. Déterminants de la probabilité de présentation d'une demande de prestations 30

D. L'effet de l'assurance-chômage sur les délais de présentation d'une demande 34

7. Quantification des effets du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité et sur la participation aux prestations 37

8. Effet du Projet de loi C-17 sur le compte d'a.-c. 41

9. Conclusions 45

Bibliographie 47

Liste des tableaux

Tableau 1 Statistiques descriptives 23

Tableau 2 Comparaison entre les renseignements l'enquête et les données administratives relativement aux demandes 24

Tableau 3 Probabilité d'admissibilité aux prestations d'a.-c.. 29

Tableau 4 Probabilité de présentation d'une demande de prestations d'a.-c. 32

Tableau 5 Tests statistiques des changements de comportement entre l'EPCC de 1993 et l'EPCC de 1995 33

Tableau 6 Délais de présentation d'une demande de prestations d'a.-c. 36

Tableau 7 Incidences des modifications des règles découlant du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité et sur la participation 39

Tableau 8 Incidences des réformes découlant du Projet de loi C-17 sur le compte d'a.-c. 44

Liste des figures

Figure 1 Évolution des nombres de semaines d'emploi assurable entre l'EPCC de 1993 et l'EPCCC de 1995 25

Figure 2 Évolution des nombres de semaines de prestations entre l'EPCC de 1993 et l'EPCC de 1995 26

Sommaire

La présente étude a pour objet d'évaluer l'incidence du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité à l'assurance-chômage (a.-c.) des personnes ayant perdu leur emploi et sur la probabilité que les personnes admissibles demandent réellement des prestations. Le Projet de loi C-17 prévoyait l'augmentation du nombre de semaines d'emploi nécessaires pour établir l'admissibilité, et ces augmentations sont susceptibles de réduire considérablement la probabilité d'admissibilité à des prestations d'un grand nombre de personnes ayant perdu leur emploi. Il se peut que l'incidence de ces modifications à l'admissibilité sur les taux de droit aux prestations soit exacerbée si ces modifications coïncident avec des réductions des taux de présentation de demandes pour les personnes admissibles. Combinés aux réductions de la durée des périodes d'admissibilité aux prestations prévues dans le Projet de loi C-17, ces effets sont susceptibles de modifier profondément les obligations financières du programme d'a.-c. Dans le cadre de cette étude, on effectue une analyse statistique des effets du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité aux prestations et sur les taux de demandes de prestations, puis on applique les résultats de ces analyses pour estimer les valeurs pécuniaires des modifications pour ce qui est du compte d'a.-c.

La possibilité de réduction des taux de demandes de prestations attribuable au Projet de loi C-17 est suggérée par des études théoriques effectuées récemment au Canada et aux États-Unis, qui ont révélé qu'un pourcentage important de chômeurs ne demandent pas les prestations auxquelles ils ont droit. Ces études concluent souvent qu'une réduction de la générosité des prestations d'a.-c. réduit la probabilité que les personnes jugent avantageux de s'en prévaloir. Aux États-Unis, par exemple, les faits montrent que les demandes de prestations d'a.-c. diminuèrent lorsque ces prestations devinrent assujetties à l'impôt sur le revenu, dans les années 1980. Dans la mesure où le Projet de loi C-17 a réduit certains aspects de la générosité de l'a.-c., on peut s'attendre à une chute comparable du nombre de demandes de la part des personnes admissibles à des prestations, suite à l'adoption du projet de loi. Pour être complète, une analyse de l'incidence du Projet de loi C-17 sur les prestations d'a.-c. versées doit tenir compte de cet effet de réduction du taux de présentation de demandes.

Pour quantifier ces effets du Projet de loi C-17, les auteurs de l'analyse ont étudié un groupe de personnes ayant perdu leur emploi et dont un grand nombre sont admissibles à des prestations. Pour ce groupe, on examine chacun des éléments de la séquence suivante de résultats possibles :

1) Établir son admissibilité ● ***2) Décider de demander des prestations*** ● ***3) Épuiser ses prestations***

Pour analyser l'effet du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité à des prestations, le premier élément de cette séquence, on utilise des méthodes statistiques pour déterminer dans quelle mesure l'admissibilité a changé aux termes du Projet de loi C-17, pour les personnes présentant des caractéristiques observables données (les jeunes femmes en Nouvelle-Écosse, par exemple). On quantifie ensuite les changements possibles dans la tendance à demander des prestations chez les personnes admissibles. Nous examinons alors ce qu'on appelle le " taux de participation ", qui est défini comme suit :

$$\frac{\textit{nombre de chômeurs qui demandent des prestations d'a.-c.}}{\textit{nombre de chômeurs admissibles à des prestations d'a.-c.}}$$

Compte tenu du fait que le Projet de loi C-17 modifie la générosité des prestations d'assurance-chômage sur plusieurs plans, la réforme présente une possibilité manifeste de modifier le taux de participation.

Toute modification à l'admissibilité aux prestations et aux taux de participation serait d'un grand intérêt pour les décideurs et ce, pour plusieurs raisons. Premièrement, toute réduction importante de la participation sous-entendrait une diminution importante de la valeur perçue des prestations, ce qui donnerait à entendre que la suffisance du soutien du revenu assuré par l'a.-c. serait compromise par les modifications découlant du Projet de loi C-17. Par contre, si les taux de participation ne changent pas, cela signifierait que les prestations continuent d'être perçues comme une source précieuse de soutien du revenu.

Un deuxième aspect intéressant du Projet de loi C-17 par rapport à l'admissibilité et au taux de participation à l'a.-c. est l'incidence des changements des taux de versements des prestations sur les fonds du compte de l'a.-c. Il existe une répercussion assez claire et immédiate des changements aux taux d'admissibilité sur l'obligation de verser des prestations. De même, si les probabilités de participation augmentent ou diminuent sensiblement, les sorties de fonds du compte d'a.-c. connaîtront une augmentation ou une réduction correspondante. Le calcul des changements apportés aux critères d'admissibilité aux prestations est une méthode classique pour évaluer l'effet d'une réforme de l'a.-c. Cette méthode toutefois est incomplète s'il se produit également des changements dans le comportement relatif à la participation. L'étude analyse cette question et fournit des mesures de l'incidence du Projet de loi C-17 sur le compte d'a.-c., qui quantifient l'incidence sur les probabilités de participation et transposent celles-ci en montants. Enfin, compte tenu du fait que le Projet de loi C-17 a peut-être changé la durée de la période donnant droit à des prestations, cette étude attache des valeurs en dollars à ces réductions, pour les personnes qui épuisent leurs prestations sous le régime du Projet de loi C-17, mais non pas selon les règles antérieures à ce dernier.

L'analyse quantitative produite dans le cadre de l'étude a été facilitée par l'utilisation des données des enquêtes menées en 1993 et 1995 par Développement des ressources humaines Canada. Ces enquêtes, appelées Enquêtes par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC), étaient fondées sur des échantillons de personnes dont on savait qu'elles avaient quitté un emploi puisqu'un relevé d'emploi avait été rempli. Ces personnes choisies au hasard ont été interviewées au sujet de leurs caractéristiques personnelles et professionnelles, et un suivi a été effectué, afin de déterminer l'état de leurs recherches d'un nouvel emploi. Outre l'abondance de renseignements fournis directement par les enquêtes, des liens avec les données administratives de DRHC ont fourni une description encore plus détaillée des répondants échantillonnés.

Les rapports mathématiques révélés par l'analyse des données des EPCC sont utilisés pour effectuer des analyses par simulation des questions de politiques publiques. Nous utilisons nos rapports statistiques pour calculer les données " prévues " suivantes : taux d'admissibilité, taux de demande et nombres de semaines d'admissibilité à des prestations pour les échantillons des EPCC de 1993 et 1995, en utilisant les règles relatives à l'a.-c. en vigueur à l'époque ainsi que les règles en vigueur pour le second échantillon. L'avantage de notre analyse statistique est qu'elle peut nous dire quels auraient été les taux d'admissibilité si, notamment les règles découlant du Projet de loi C-17 s'étaient appliquées aux caractéristiques et au comportement de l'échantillon de l'EPCC de 1993, ou si les règles de 1993 s'étaient appliquées à l'échantillon de l'EPCC de 1995.

Compte tenu des résultats de cette analyse par simulation, on peut voir dans quelle mesure les paiement versés à l'échantillon de l'EPCC de 1995 auraient changé si les règles de 1993 préalables au Projet de loi C-17 avaient toujours été en vigueur. Cette analyse sépare les effets des réductions selon les probabilités d'admissibilité, les taux de remplacement de prestations, les réductions du nombre de semaines d'admissibilité à des prestations et les changements dans le taux de participation. Pris ensemble, ces résultats montrent les économies pour le compte d'a.-c. découlant du Projet de loi C-17 et pourquoi ces économies se sont produites.

Le premier ensemble de résultats présenté dans le rapport fait simplement état de taux de participation moyens dans les échantillons de 1993 et 1995. Les taux de participation indiqués dans les données administratives diminuent légèrement entre 1993 et 1995 (les taux étant passés de 82,6 p. 100 à 80,7 p. 100). Ces différences sont cependant faibles et il est vrai que la proportion des personnes ayant rapporté avoir demandé des prestations d'a.-c. était plus élevée en 1995 (67,9 p. 100) qu'en 1993 (65,6 p. 100). Des critères d'admissibilité plus stricts en 1995 peuvent

expliquer pourquoi les taux de participation des données administratives n'étaient pas plus élevés.

Après l'analyse de données brutes, on procède à une analyse statistique de la probabilité que des répondants associés à des facteurs démographiques précis (les jeunes femmes de la Nouvelle-Écosse, par exemple) soient de fait admissibles à des prestations d'a.-c. Il existe des changements dans ces rapports mais on observe peu de tendances généralisées. Fait intéressant, une fois que l'on effectue un contrôle en fonction du taux de chômage régional, les probabilités d'admissibilité à des prestations des travailleurs qui quittent un emploi saisonnier sont moins élevées que pour les travailleurs non saisonniers, ce qui donne à entendre que le Projet de loi C-17 a peut-être réduit l'admissibilité des travailleurs dont la participation au marché du travail est faible. En outre, le taux de chômage régional a un effet positif en 1995, mais négatif en 1993. On s'attendait à ce résultat pour 1995, compte tenu du fait que les normes d'admissibilité variables font qu'il est plus facile d'être admissible aux prestations dans les régions où le taux de chômage est élevé. Il est possible que le résultat pour 1993 découle d'une disponibilité réduite des emplois nécessaires pour produire des semaines d'emploi assurable.

Comme les probabilités d'admissibilité, les probabilités de demandes de prestations ont également été liées à des variables observables. Avant le Projet de loi C-17, les taux de participation étaient moins élevés chez les travailleurs saisonniers que chez les travailleurs non saisonniers, tandis que le contraire est devenu vrai par la suite. La raison de ce changement n'est pas apparente. Toutefois, il est important de reconnaître que les semaines d'admissibilité aux prestations sont entrées séparément dans l'analyse, de sorte que les réductions sur le plan du droit aux prestations, qui étaient plus importantes chez les travailleurs saisonniers que chez les travailleurs non saisonniers, soient saisies directement par la variable relative au droit aux prestations.

Nous avons ensuite utilisé ces analyses statistiques pour voir les différences qui se seraient produites quant à l'admissibilité, aux probabilités de participation et au nombre de semaines de prestations sous les régimes antérieur et postérieur au Projet de loi C-17. On a procédé à cette étude pour dégager les caractéristiques et les règles comportementales statistiques des deux EPCC de 1993 et 1995, pour les échantillons complets des EPCC. Ceci a produit les résultats peut-être les plus frappants de l'étude : le Projet de loi C-17 semble avoir eu une incidence relativement peu importante sur la probabilité qu'une personne sans emploi soit admissible à certaines prestations, mais il a eu une incidence importante sur le nombre de semaines de prestations auxquelles la personne avait droit.

Ces résultats sont illustrés au moyen de deux graphiques. La figure 1 (voir page 25), montre que la plupart des prestataires d'a.-c. avaient au moins le nombre minimal de semaines d'emploi requis pour être admissibles dans leur région, tant avant qu'après le Projet de loi C-17. Ce fait, joint à une légère augmentation des taux de demande, montre pourquoi le projet de loi a eu peu d'incidence sur l'admissibilité. Toutefois, il s'est produit un effet beaucoup plus important sur le nombre de semaines de prestations auxquelles les personnes admissibles avaient droit. Comme le montre la figure 2 (voir page 26), la plupart des individus de l'échantillonnage de l'EPCC de 1993 ont eu droit au nombre maximal de semaines de prestations, tandis que la répartition des périodes de prestations de l'échantillon de l'EPCC de 1995 était beaucoup plus étalée sur la plage de nombres de semaines possibles. C'est le premier effet du Projet de loi C-17 sur les individus de l'échantillon de l'EPCC.

On obtient un sommaire utile de ces changements au chapitre de l'admissibilité, de la participation, du nombres de semaines et des montants de prestations, en attachant des valeurs en dollars aux réformes du Projet de loi C-17. En utilisant l'échantillon de l'EPCC de 1995 comme groupe témoin, on a estimé que le Projet de loi C-17 avait entraîné une réduction de 28 p. 100 du paiement de prestations maximal potentiel (les prestations qui seraient versées si toutes les personnes admissibles touchaient toutes les prestations auxquelles elles ont droit, sur la période de temps maximale). La plus grande part de ce changement est attribuable à une diminution du nombre maximal de semaines d'admissibilité aux prestations (61 p. 100 de la réduction totale) et du comportement quant à l'itération (31 p. 100) plutôt qu'à une admissibilité réduite (0,2 p. 100) ou à des taux de prestations réduits (7 p. 100). La légère diminution des taux de participation et le fait que la plupart des périodes de réception de prestations prennent fin avant que les prestations ne soient épuisées signifient que les économies réelles réalisées sont plutôt de l'ordre de 21 p. 100.

Les conclusions de politiques publiques dérivées de l'étude sont les suivantes: d'abord, le Projet de loi C-17 ne semble pas avoir réduit le caractère attrayant des prestations d'a.-c. suffisamment pour entraîner une diminution importante des probabilités de demande. Deuxièmement, le Projet de loi C-17 a eu un effet relativement peu important sur l'admissibilité aux prestations, mais un effet important sur la durée des périodes d'admissibilité aux prestations. Ce résultat pourrait être perçu comme positif puisque la plupart des chômeurs avaient toujours accès à certaines prestations, bien que le maximum de prestations payables ait été réduit pour les travailleurs dont la participation au marché du travail est faible. Par contre, les périodes de prestations plus courtes sous le régime du Projet de loi C-17 ont peut-être causé des problèmes financiers

importants en bout de ligne pour certaines personnes sans emploi. Enfin, peu importe comment on interprète l'effet sur les chômeurs, les changements apportés à la durée de l'admissibilité à des prestations par le Projet de loi C-17 se sont traduits par des économies importantes pour le compte d'a.-c.

1. Introduction

L'étude a pour objet d'évaluer l'incidence du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité à l'assurance-chômage (a.-c.) des personnes qui ont perdu leur emploi et sur la probabilité que les personnes admissibles demandent réellement des prestations. Des augmentations du nombre de semaines d'emploi nécessaire pour établir l'admissibilité ont été prévues dans le Projet de loi C-17 et ces augmentations sont susceptibles de réduire considérablement la probabilité d'admissibilité à des prestations d'un chômeur type. Il se peut que l'incidence de ces modifications à l'admissibilité sur les taux de réception de prestations soit exacerbée si ces modifications coïncident avec des réductions des taux de présentation de demandes pour les personnes admissibles. Combinés aux réductions de la durée des périodes d'admissibilité aux prestations prévues dans le Projet de loi C-17, ces effets sont susceptibles de modifier profondément les obligations financières du programme d'a.-c. Dans le cadre de l'étude, on effectue une analyse statistique des effets du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité aux prestations et sur les taux de demandes de prestations, puis on s'appuie sur les résultats de ces analyses pour évaluer les incidences financières sur le compte d'a.-c.

Dans le cadre de l'étude, on effectue une analyse statistique des effets du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité aux prestations et sur les taux de demandes de prestations, puis on s'appuie sur les résultats de ces analyses pour évaluer les incidences financières sur le compte d'a.-c.

La possibilité d'une réduction des taux de demandes de prestations attribuable au Projet de loi C-17 est suggérée par des études théoriques effectuées récemment au Canada et aux États-Unis, qui ont révélé qu'un pourcentage important de chômeurs ne demandent pas les prestations auxquelles ils ont droit. Pour le Canada, selon les études comme celle de Storer et Van Audenrode (1995) entre 10 à 15 p. 100 des chômeurs admissibles présentent une demande. Des pourcentages légèrement plus élevés sont obtenus dans les études menées pour les États-Unis, par exemple, celle de McCall (1995).

Ces études concluent souvent qu'une réduction de la générosité des prestations d'a.-c. réduit la probabilité que les personnes jugent avantageux de s'en prévaloir. Par exemple, au cours d'une analyse source des données américaines, Blank et Card (1991) ont trouvé des faits montrant qu'on a demandé des prestations d'a.-c. moins souvent après que ces prestations aient été assujetties à l'impôt sur le revenu, au cours des années 1980. Dans la mesure où le Projet de loi C-17 a réduit certains aspects de la générosité de l'a.-c., on peut s'attendre à une chute comparable du nombre de demandes de la part des personnes admissibles à des prestations, à la suite de l'adoption du projet de loi. Pour être complète, une analyse de l'incidence du Projet de loi C-17 sur les prestations d'a.-c. versées doit tenir compte de cet effet de réduction du taux de présentation de demandes.

Pour quantifier ces effets du Projet de loi C-17, les auteurs de l'étude ont étudié un groupe de répondants ayant perdu leur emploi, dont un grand nombre

sont admissibles à des prestations. Pour ce groupe, on examine chacun des éléments de la séquence suivante de résultats possibles :

1.) Établir son admissibilité ● ***2.) Décider de demander des prestations*** ● ***3.) Épuiser ses prestations***

Pour analyser l'effet du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité à des prestations, le premier élément de cette séquence, on utilise des méthodes statistiques pour déterminer dans quelle mesure l'admissibilité a été changée, par le Projet de loi C-17, pour les personnes présentant des caractéristiques observables données (les jeunes femmes en Nouvelle-Écosse, par exemple). Ensuite, on quantifie les changements possibles dans la tendance à demander réellement des prestations, chez les personnes admissibles. Nous examinons alors ce qu'on appelle le " taux de participation ", qui est défini comme suit :

$$\frac{\textit{nombre de chômeurs qui demandent des prestations d'a.-c.}}{\textit{nombre de chômeurs admissibles à des prestations d'a.-c.}}$$

Le comportement des chômeurs en matière de participation au régime d'a.-c. a deux conséquences principales, en ce qui concerne l'analyse du Projet de loi C-17. D'abord, la décision de toucher des prestations d'assurance-chômage (a.-c.) est nécessairement le résultat d'une comparaison des avantages et des coûts de la présentation d'une demande. Une mesure comme le Projet de loi C-17 a, dans certains cas, une incidence considérable sur les avantages à présenter une demande, et il sera intéressant de connaître les incidences de cette mesure sur la décision de participer au régime. Tout changement dans le comportement relatif à la participation aura des incidences directes sur la perception de la suffisance des prestations d'a.-c., l'une des préoccupations de l'examen actuel du Projet de loi C-17. L'incidence sur l'état financier du compte d'a.-c. est un autre aspect qui est visé par cet examen du Projet de loi C-17. Les changements quant au comportement en matière de participation ont des incidences sur cet aspect parce que la relation entre les revenus et les dépenses d'a.-c. changera si les chômeurs admissibles deviennent plus ou moins susceptibles de demander les prestations auxquelles ils ont droit.

L'analyse quantitative produite dans le cadre de l'étude a été facilitée par l'utilisation des données des enquêtes menées en 1993 et 1995 par Développement des ressources humaines Canada. Ces enquêtes, appelées Enquêtes par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC), étaient fondées sur des échantillons de personnes dont on savait qu'elles avaient quitté un emploi puisqu'un relevé d'emploi avait été rempli. On a interviewié certaines de ces personnes choisies au hasard au sujet de leurs caractéristiques personnelles et professionnelles et effectué un suivi afin de déterminer l'état de leurs recherches d'un nouvel emploi. Outre

l'abondance de renseignements fournis directement par les enquêtes, un jumelage avec les données administratives de DRHC a fourni une description encore plus détaillée des individus faisant partie des échantillons.

Les rapports mathématiques révélés par cette analyse des données des EPCC sont utilisés pour effectuer des analyses par simulation des questions de politiques publiques. Nous utilisons nos rapports statistiques pour calculer les données " prévues " suivantes : taux d'admissibilité, taux de demande et nombre de semaines d'admissibilité à des prestations pour les échantillons des EPCC de 1993 et 1995, en utilisant les règles relatives à l'a.-c. en vigueur à l'époque ainsi que les règles en vigueur pour le second échantillon. L'avantage de notre analyse statistique est qu'elle peut nous dire quels auraient été les taux d'admissibilité si, par exemple, les règles découlant du Projet de loi C-17 s'étaient appliquées aux caractéristiques et au comportement de l'échantillon de l'EPCC de 1993, ou si les règles de 1993 s'étaient appliquées à l'échantillon de l'EPCC de 1995.

Compte tenu des résultats de cette analyse par simulation, on peut voir dans quelle mesure les paiements versés à l'échantillon de l'EPCC auraient changé si les règles de 1993 préalables au Projet de loi C-17 avaient toujours été en vigueur. Cette analyse sépare les effets des réductions selon les probabilités d'admissibilité, les taux des prestations, les réductions du nombre de semaines d'admissibilité à des prestations et les changements dans le taux de participation. Pris ensemble, ces résultats montrent les économies pour le compte d'a.-c. découlant du Projet de loi C-17 et pourquoi ces économies se sont produites.

L'étude est structurée comme suit : nous présentons d'abord le cadre économique de l'analyse, puis nous faisons état des méthodes statistiques utilisées pour découvrir les relations comportementales tirées des données. Ensuite, nous analysons la façon dont on peut utiliser ces résultats statistiques pour aborder les questions de politiques publiques. Les caractéristiques des données sont ensuite décrites et les résultats statistiques sont présentés. Nous analysons deux types d'expérimentations par simulation menées au moyen de ce nous avons appris à la faveur de l'analyse statistique, soit les effets du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité, les taux de demandes et le nombre de semaines de prestations, suivis de calculs des incidences financières du projet de loi sur le compte d'a.-c. Un bref énoncé des constatations termine le rapport.

2. Cadre économique de l'étude

Dans un cadre simple où les chômeurs peuvent quantifier les coûts d'une demande de prestations d'a.-c., une demande sera présentée si la valeur actuelle attendue du revenu net des prestations d'a.-c. est supérieure au coût global d'une telle demande. Si les prestations s'établissent à b_i pour chaque semaine de la période d'admissibilité à des prestations et qu'un coût hebdomadaire correspondant de c_i est engagé, les prestations sont demandées si :

$$\sum_{i=1}^{d} b^i (b_i - c_i) > C_0 \qquad (1)$$

Ici, C_0 est le coût fixe de la présentation d'une demande engagée au début de la période. La limite supérieure de l'opérateur de sommation, d, est la *moindre* des deux valeurs suivantes : durée de chômage attendue, en semaines, ou durée maximale de la période de prestations. Ces deux périodes sont mesurées en nombre de semaines. Le facteur d'actualisation β est utilisé pour convertir les prestations futures en valeurs actuelles. Au Canada, $b_i = 0$ pour $I = 1,2$ en raison de la période de carence obligatoire de deux semaines. La durée de chômage *prévue* est ici pertinente parce que les répondants sont tenus de prévoir pendant combien de temps elles comptent toucher des prestations d'a.-c. Les répondants qui s'attendent à une courte période de chômage trouveront moins avantageux de présenter une demande que ceux qui prévoient devoir attendre longtemps avant de trouver un nouvel emploi. La variable de coût fixe C_0 saisit à la fois le temps nécessaire à la présentation d'une demande et tout autre coût global. Les coûts périodiques c_i saisissent le coût hebdomadaire du maintien d'une demande de prestations d'a.-c.

Dans un cadre simple où les chômeurs peuvent quantifier les coûts d'une demande de prestations d'a.-c., une demande sera présentée si la valeur actuelle attendue du revenu net des prestations d'a.-c. est supérieure au coût global d'une telle demande.

Plusieurs prédictions découlent de ce modèle. Comme l'ont également montré Anderson et Meyer (1994), les taux de participation devraient être liés positivement à la durée du chômage prévue, puisque d augmente proportionnellement à la durée du chômage, jusqu'au moment de l'épuisement des prestations. Pour les personnes qui s'attendent à une période de chômage de deux semaines ou moins, il n'y a pas d'avantage à demander des prestations, en raison de la période de carence de deux semaines. Passé ce point, l'avantage de présenter une demande croît avec la durée de la période de prestations prévue.

Les taux de prestations d'a.-c. plus élevés devraient accroître les taux de participation parce qu'ils augmentent l'avantage de présenter une demande. En outre, tout bien considéré, les personnes ayant touché antérieurement des salaires élevés devraient être plus susceptibles de demander des prestations,

puisque b_i est généralement fonction croissante des salaires antérieurs. Mais cela peut ne pas être le cas si le salaire fait fonction de donnée-subtitut pour d'autres facteurs, notamment une hétérogénéité non observée. Bien que l'effet théorique des variables relatives aux coûts C_0 and c_i sur la décision de participer soit claire, la façon dont ces coûts devraient être mesurés dans la pratique est loin d'être évidente. Il peut être possible d'associer à ces coûts certains facteurs démographiques, notamment la résidence en milieu rural par opposition à la résidence en milieu urbain.

Malheureusement, une bonne part de ces coûts est de nature non pécuniaire, ce qui empêche de déterminer précisément le coût de la présentation d'une demande de prestations d'a.-c. Dans le cadre de l'EPCC de 1995 et, dans une moindre mesure au cours de l'étude de 1993, on a posé une série de questions visant à obtenir une certaine mesure de ces coûts non pécuniaires. Par exemple, on a demandé aux personnes qui n'ont pas présenté de demande de prestations d'a.-c. pourquoi elles ne l'avaient pas fait. Deux des réponses possibles étaient " je ne crois pas à l'a.-c. " et " c'est trop compliqué ". De même, les personnes qui ont tardé à présenter une demande ont peut-être répondu qu'elles " n'en avaient pas eu le temps ". Les personnes dont les réponses reçoivent ces codes font savoir que, pour des raisons de conviction politique ou de motivation, elles ne désiraient pas demander des prestations, du moins pas immédiatement.

3. *Méthodologie statistique pour l'analyse de données*

Comme on l'a expliqué précédemment, la définition du taux de participation adoptée aux fins de l'étude est la suivante :

$$\frac{\textit{nombre de chômeurs qui demandent des prestations d'a.-c.}}{\textit{nombre de chômeurs qui sont admissibles à des prestations d'a.-c.}} \qquad (2)$$

Ce type de mesure a été analysé dans des études par McCall (1995) et par Storer et Van Audenrode (1995). Il diffère quelque peu de la définition utilisée par Blank et Card (1991), qui est fondée sur la fraction du nombre de semaines d'admissibilité à des prestations à l'égard desquelles des prestations d'a.-c. ont réellement été reçues. Compte tenu du fait que l'étude avait pour but, entre autres, de faire ressortir les changements apportés par le Projet de loi C-17 quant à la tendance des personnes à demander des prestations, la définition individuelle " fondée sur la durée de la période " figurant à (2), ci-dessus, est pertinente.

Au début, l'analyse économétrique s'attarde à l'incidence du Projet de loi C-17 sur le comportement en matière de participation aux prestations d'a.-c. Au moyen des données des EPCC, nous déterminons l'admissibilité à l'a.-c. de chacune des personnes ayant perdu son emploi. Dans un premier temps, nous utilisons les données de l'EPCC préalables au Projet de loi C-17 pour dresser un modèle des déterminants de la décision de demander des prestations, avant les changements. Pour ce faire, nous utilisons des méthodes d'estimation à variables dépendantes limitées, pour estimer la probabilité qu'un chômeur admissible demande réellement des prestations. Selon cette approche, la probabilité d'une demande de prestations est modélisée au moyen de l'équation suivante :

$$\textit{Pr (demande de prestations d'a.-c.)} = F(X\ G) \qquad (3)$$

La matrice X est un groupe de variables explicatives et G est un vecteur de paramètres qui contient la variation de la probabilité de participation en réponse aux changements apportés à ces variables. Parmi les variables X, on prêtera une attention particulière aux déterminants régionaux/sectoriels des taux de participation. Les différences individuelles dans les comportements relatifs à la participation seront saisies par les paramètres G de ces variables dans la matrice X. Pour la fonction $F(X\ G)$, on peut utiliser une fonction logistique

Les estimations et les tests nous permettront de déterminer si le Projet de loi C-17 entraîne une modification appréciable du comportement, soit indirectement par suite des modifications apportées aux taux des prestations ou au nombre de semaines d'admissibilité à des prestations, soit directement, en entraînant des changements comportementaux quant à la décision de présenter une demande .

ou la loi normale centrée réduite, pour produire des spécifications en logits et en probits, respectivement. Nous examinerons l'effet de ce choix sur les résultats.

Nous examinerons également l'incidence des paramètres de l'a.-c. sur la participation, en estimant l'équation ci-dessus au moyen des données antérieures et postérieures au Projet de loi C-17, mais, dans un premier temps, nous estimons l'incidence du Projet de loi C-17 sur les taux de participation en posant pour hypothèse que ce dernier n'entraînera pas de changements comportementaux. En d'autres termes, pour cette première analyse, nous supposons que les coefficients G saisissant les variations sur le plan de la participation ne sont pas touchés par le Projet de loi C-17, et que seules les valeurs des variables X (par exemple, les semaines d'emploi assurable) changent suite au Projet de loi C-17. À cette fin, nous appliquons les paramètres calculés au moyen des données de l'EPCC préalable au Projet de loi C-17 aux changements dans la matrice X causés par le projet de loi.

Dans un deuxième temps, nous utilisons les données d'EPCC postérieures au Projet de loi C-17 pour estimer à nouveau les déterminants du comportement en matière de participation, de sorte que les paramètre G puissent eux-mêmes changer en conséquence du projet de loi. Cela nous permettra d'estimer l'effet de certains changements des paramètres de l'a.-c. introduits par le projet de loi. La modification des réactions comportementales peut être attribuable à un changement d'attitude en ce qui a trait à l'a.-c., ou à une perception selon laquelle il serait plus difficile d'être admissible à nouveau à l'avenir ou, encore une fois, à un changement dans le bassin de personnes admissibles. En gardant cela à l'esprit, on étudie l'incidence des taux de prestations (notamment les différences entre les personnes qui reçoivent 60 p. 100 de leur revenu antérieur et les personnes qui reçoivent 55 p. 100 ou moins) et l'incidence de la durée des prestations sur la décision de présenter une demande. On détermine les changements comportementaux (individuels ou régionaux, par exemple), avant et après l'entrée en vigueur du Projet de loi C-17, au moyen de tests économétriques relatifs à la constance de certains éléments du vecteur G [1].

Les estimations et les tests mentionnés précédemment nous permettront de déterminer si le Projet de loi C-17 entraîne une modification appréciable du comportement, soit indirectement par suite des modifications apportées aux taux des prestations ou au nombre de semaines

---

[1] Nous utilisons des tests du rapport des vraisemblances pour examiner la réduction de la capacité du modèle à expliquer les données lorsque certaines restrictions algébriques sont ajoutées. Nous utilisons des méthodes statistiques pour déterminer si les pertes de pouvoir explicatif associées à ces restrictions sont assez importantes pour être " significatives ". Si les pertes ne sont pas significatives, on ne peut rejeter les restrictions.

d'admissibilité à des prestations (saisi par X) , soit directement, en entraînant des changements comportementaux quant à la décision de présenter une demande (saisi par X). Cette partie du projet nous permet de déduire dans quelle mesure les perceptions concernant la suffisance des prestations d'a.-c. ont été touchées par le Projet de loi C-17, et d'estimer l'incidence sur le compte d'a.-c. des changements entraînés par le projet de loi sur le comportement en matière de participation.

Le reste de l'analyse statistique consiste en un examen détaillé de la motivation économique sous-jacente à la décision de participer, une question reliée à l'évaluation économétrique des effets de l'a.-c. sur la durée des périodes de chômage en général. Bon nombre de personnes admissibles qui ne demandent pas de prestations connaissent de courtes périodes de chômage. À ce jour, il n'existe aucune preuve permettant d'établir si cette corrélation est attribuable au pur hasard (les gens ont la chance de trouver un nouvel emploi rapidement et n'ont pas le temps de présenter une demande) ou à des décisions délibérées (les gens ne veulent pas présenter de demande et, en conséquence, cherchent très activement un autre emploi). En raison de l'absence d'instruments efficaces qui permettraient d'élucider cette simultanéité entre la décision de présenter une demande et la durée de la période de chômage, il est impossible de résoudre cette question. Nous essayons de remédier à cette situation en utilisant l'information fournie dans l'EPCC de 1995 au sujet du délai de présentation des demandes. Plusieurs possibilités s'offrent à nous. D'abord, nous effectuons une simple analyse du délai de présentation des demandes, pour déterminer si les gens présentent toujours des demandes immédiatement après avoir perdu leur emploi ou s'ils ont tendance à attendre. Deuxièmement, nous examinons les motifs pour lesquels les chômeurs tardent (ou non) à présenter leur demande.

Enfin, nous ajustons un modèle des hasards proportionnels du temps écoulé entre le début d'une période de chômage ouvrant droit à des prestations et le moment de la présentation d'une demande, tenant compte de la " censure " lorsqu'un emploi est trouvé avant la fin de la période d'admissibilité aux prestations ou en l'absence d'une demande à la fin de la période d'observation. Selon cette spécification, la probabilité d'une demande de prestations (le " taux de risque ") pour un individu présentant les caractéristiques X qui pouvait demander des prestations pour les périodes d est déterminée par l'équation suivante :

$$\lambda(d, X_i) = \lambda_0(d) \exp(X_i \beta) \qquad (4)$$

Ici, $\lambda_0(d)$ est ce qu'on appelle le risque de base, commun à tous les individus i, mais qui peut varier selon d, la durée écoulée de la période de chômage ouvrant droit à des prestations. L'avantage de ce modèle de risque proportionnel du délai de présentation des demandes, par comparaison aux autres modèles tel le modèle " des défaillances accélérées ", est qu'il

existe un risque de base non paramétrique qui n'est pas, lui-même, estimé. À cette fin, on utilise une méthode de vraisemblance partielle selon laquelle la fonction de vraisemblance à maximiser est indépendante du risque de base. Certains ouvrages (voir Meyer (1990), donnent à entendre que les paramètres d'obtenus avec cette méthode sont relativement peu touchés par la présence d'une hétérogénéité non observée au niveau individuel.

L'utilisation de cette spécification nous permet d'identifier les chômeurs dont les délais de présentation d'une demande sont exceptionnellement longs ou courts (en examinant la différence entre le moment réel de la présentation de la demande et le risque intégré obtenu au moyen de l'estimation du taux de risques). Nous déterminons ensuite si ces chômeurs diffèrent sensiblement des autres prestataires ou des personnes qui ne présentent pas de demande, pour ce qui est de la durée du chômage et des nouveaux salaires.

Aux fins de l'analyse de la probabilité que les personnes soient admissibles, nous appliquons la même méthode décrite ci-dessus pour la probabilité d'une présentation de demande de prestations. À cette fin, nous remplaçons la probabilité d'une demande de prestations dans l'équation (3) par la probabilité d'une admissibilité à des prestations. Nous évitons de transformer notre équation en norme en utilisant des caractéristiques personnelles dans la matrice *X*. En ce qui concerne la participation aux prestations, nous examinons dans quelle mesure le Projet de loi C-17 a influé sur la probabilité d'admissibilité des différents groupes.

4. Comment établir un lien entre les résultats statistiques et les questions de politiques publiques

Bien qu'intéressante en elle-même, l'analyse économétrique expliquée ci-dessus a pour objet principal de contribuer à la résolution des deux questions stratégiques suivantes :

(1) Dans quelle mesure le Projet de loi C-17 a-t-il changé le comportement quant à la participation à l'a.-c., et quelles sont les implications de ces changements par rapport à la perception de la suffisance de l'a.-c. au Canada?

(2) Quelle est la valeur pécuniaire des changements au compte d'a.-c. attribuables aux changements entraînés par le Projet de loi C-17 quant aux taux de participation à l'a.-c.?

Ces deux questions seront analysées séparément.

D'abord, on utilise les résultats en logits et probits de la probabilité de demandes d'a.-c. sous les régimes antérieur et postérieur au Projet de loi C-17, pour examiner dans quelle mesure les perceptions de la valeur et de la suffisance des prestations d'a.-c. ont changé par suite du projet de loi. Il est possible que des répondants ayant un nombre donné de semaines d'emploi assurable et à qui s'applique un taux de chômage régional donné auraient présenté une demande de prestations sous le régime en vigueur avant l'adoption du Projet de loi C-17. Ils n'ont cependant pas présenté de demande compte tenu des modifications découlant du projet de loi, à savoir une réduction, dans bien des cas, de la durée de la période d'admissibilité à des prestations, de sorte que l'avantage de présenter une demande a également été réduit. L'avantage de présenter une demande a également été touché par une réduction du taux des prestations, qui est passé de 57 à 55 p. 100. Pour ce qui est du modèle théorique présenté ci-dessus, les personnes ayant une certaine plage de coûts fixes C_0 pourraient juger que, après l'adoption du Projet de loi C-17, le rendement d'une demande n'est plus supérieur au coût. Le coefficient de régression logit nous permet de déterminer dans quelle mesure les personnes sont devenues moins susceptibles de présenter une demande, ce qui nous indique dans quelle mesure la valeur perçue des prestations d'a.-c. a diminué.

Il importe de noter que cette analyse ne peut être effectuée que si l'effet du Projet de loi C-17 sur la participation à l'a.-c. est décomposé en deux aspects : les effets sur l'admissibilité et le droit aux prestations attribuables aux changements dans le calcul des prestations payables, et les effets sur la décision de présenter une demande compte tenu du nombre de semaines d'emploi assurable. Seul le comportement des individus peut nous renseigner quant à la valeur perçue des prestations d'a.-c. Par conséquent, les effets mécaniques attribuables à la modification de la règle utilisée pour déterminer l'admissibilité doivent être éliminés des calculs, et la méthode économétrique présentée ci-dessus permet cette distinction.

Pour ce qui est de la seconde question, la décomposition des effets du Projet de loi C-17 est moins cruciale. Il s'agit de quantifier la réduction des prestations versées par suite de l'adoption du projet de loi. Il existe une forte possibilité d'économies en raison de la réduction de l'admissibilité, des taux de prestations réduits et de la réduction des périodes d'admissibilité à des prestations pour certains groupes. Toutefois, cela n'est pas l'effet complet puisqu'il est possible que les taux de participation aient diminué sous le régime du Projet de loi C-17, si bien que les coûts liés à une distribution donnée de l'admissibilité dans la population peuvent également avoir diminué. Pour évaluer cet effet sur la participation, il faut convertir en dollars les changements survenus quant au comportement en matière de participation.

Ce montant en dollars est calculé comme suit : d'abord, on utilise les caractéristiques issues de l'EPCC de 1995 pour calculer les montants des prestations hebdomadaires et le nombre maximal de semaines d'admissibilité aux prestations sous le régime postérieur au Projet de loi C-17. C'est ce que l'on appelle le " paiement maximal potentiel " ou le montant qu'il faudrait verser si toutes les personnes admissibles touchaient toutes les prestations auxquelles elles ont droit. Ensuite, on calcule deux montants plus petits, soit le " paiement maximal demandé " et " le montant réel qui a été versé ". Le paiement maximal demandé est inférieur au montant maximal potentiel parce que certaines personnes admissibles ne présentent pas de demande (c.-à-d. que le taux de participation aux prestations est inférieur à un). Enfin, le montant réellement versé est inférieur au paiement maximal demandé parce qu'un grand nombre de périodes de chômage prennent fin avant l'échéance de la période d'admissibilité maximale.

Le tableau suivant résume les définitions de ces trois mesures de paiements de prestations potentiels :

Expression	Conditions de paiement
Paiement maximal potentiel	Toutes les personnes admissibles touchent le maximum de prestations payable
Paiement maximal demandé	Tous les prestataires touchent le maximum des prestations payables
Montant réellement versé	Paiement réel de prestations (non maximal)

Ces trois mesures de paiement potentiel et réel sont calculées à nouveau selon les règles antérieures au Projet de loi C-17. En d'autres termes, on effectue une expérimentation par simulation qui permet de voir dans quelle mesure on aurait payé davantage ou moins en prestations aux chômeurs en 1995 si les règles antérieures au Projet de loi C-17 avaient toujours été en vigueur. En examinant les changements relatifs au paiement maximal potentiel, au montant maximal demandé et au montant réellement versé, nous sommes en mesure de séparer les effets des changements selon les plans suivants : règles d'admissibilité, normes d'admissibilité aux prestations, participation aux prestations et rapport entre le nombre de semaines d'admissibilité à des prestations et la durée du chômage.

En examinant les changements relatifs au paiement maximal potentiel, au montant maximal demandé et au montant réellement versé, nous sommes en mesure de séparer les effets des changements selon les plans suivants : règles d'admissibilité, normes d'admissibilité aux prestations, participation aux prestations et rapport entre le nombre de semaines d'admissibilité à des prestations et la durée du chômage.

5. Aperçu des données utilisées

Aux fins de l'étude, nous avons principalement utilisé les ensembles de données des Enquêtes par panel des chômeurs canadiens de 1993 et 1995. Ces deux études par panel fournissent des données sur les demandes de prestations d'a.-c. Si l'étude de 1995 fournit davantage de renseignements sur le recours aux prestations d'a.-c., les deux échantillons contiennent également un ensemble exhaustif de renseignements communs. Compte tenu du fait que l'EPCC de 1993 porte sur la période précédant le Projet de loi C-17, et que l'EPCC de 1995 échantillonne les périodes de chômage débutant après l'entrée en vigueur des nouvelles dispositions, ces données sont particulièrement pertinentes pour les fins de notre étude.

... nous avons principalement utilisé les ensembles de données des Enquêtes par panel des chômeurs canadiens (EPCC) de 1993 et 1995 ... les données des EPCC sont complétées au moyen des données administratives.

Les méthodes d'échantillonnage des deux ensembles de données des EPCC sont les mêmes : les renseignements figurant sur les relevés d'emploi sont utilisés pour identifier les personnes ayant quitté un emploi. Ces répondants sont ensuite interrogés environ six mois et un an suivant la perte d'emploi. On a utilisé deux cohortes dans les deux échantillons pour tenir compte des effets du caractère saisonnier de certains emplois. La cohorte 1 est essentiellement composée de personnes ayant perdu leur emploi en février ou au début de mars 1993 ou 1995, tandis que les personnes de la cohorte 2 ont perdu leur emploi entre la fin d'avril et le début de juin de 1993 ou 1995. Il importe de noter que ces données ne nous permettront pas d'identifier les personnes quittant des emplois saisonniers dans des industries comme celles de la pêche ou la foresterie puisque ces emplois sont susceptibles de prendre fin au cours de l'été ou au début de l'automne. L'emploi saisonnier dans le secteur de la vente au détail sera par contre beaucoup plus susceptible d'être saisi.

Pour chaque cohorte, des séries de questions de suivi ont été posées quelque temps après la perte d'emploi. Dans le cadre de l'EPCC de 1993, on a procédé à trois séries d'entrevues, dans des délais moyens de 23 semaines, 38 semaines et 58 semaines. Deux séries d'entrevues seulement ont été utilisées pour l'EPCC de 1995, et la moyenne du temps écoulé avant chaque série était de 31,5 semaines pour la première série, et de 57 semaines pour la seconde. Par conséquent, la seconde série de 1995 et la troisième série de 1993 se situaient à peu près au même point. La première série de 1995 se situait approximativement à mi-chemin entre les première et deuxième séries de 1993. Pour la présente étude, le moment exact des entrevues n'est pas d'une grande importance puisque nous étudions le recours aux prestations d'a.-c. après la perte d'emploi. S'il y avait des différences importantes dans les délais écoulés entre les échantillons des EPCC de 1993 et 1995,

on pourrait s'inquiéter du biais attribuable aux écarts de mémoire, mais l'échelonnement dans le temps est tellement comparable que cela ne devrait pas occasionner de problème.

Les données des EPCC sont complétées au moyen des données administratives. Il est possible de lier les périodes de chômage aux dossiers administratifs de l'assurance-chômage, ce qui produit une mesure brute du taux de participation défini dans l'équation (2) ci-dessus. Toutefois, par définition, les données administratives à elles seules ne nous permettent pas de déterminer qui a demandé des prestations mais a reçu une réponse négative, ni pourquoi les chômeurs qui n'ont pas présenté de demande ont pris une telle décision. En outre, les données administratives n'indiquent pas pendant combien de temps une personne a attendu avant de demander des prestations. Les échantillons des EPCC peuvent fournir cette information et elle est exploitée dans les analyses économétriques mentionnées ci-dessus, afin d'approfondir notre compréhension de la nature des personnes admissibles qui ne demandent pas de prestations.

Pour étudier la participation aux prestations, nous avons utilisé la méthode suivante : d'abord, les personnes qui ont dit avoir quitté leur emploi volontairement sont exclues de l'échantillon. Ce choix reflète largement la nature particulière de ce groupe et son admissibilité parfois ambiguë aux termes de la Loi sur l'a.-c. Ensuite, en ce qui concerne les personnes qui ont demandé des prestations, nous avons utilisé les données des dossiers administratifs pour déterminer si ces personnes étaient jugées admissibles à des prestations et, le cas échéant, la durée de leur période d'admissibilité aux prestations. Pour ce qui est des personnes qui n'ont pas demandé de prestations, nous avons dû imputer une admissibilité à des prestations en combinant les renseignements sur les semaines d'emploi assurable, la région d'a.-c. de résidence et la Loi sur l'a.-c. pertinente (antérieure ou postérieure au Projet de loi C-17). Nous avons examiné l'exactitude de ces valeurs imputées en les comparant, dans les cas où les deux types de renseignements étaient disponibles. Nous avons constaté que, quoiqu'imparfaite, notre méthode fonctionnait relativement bien.

On a accordé une attention particulière aux personnes qui demandaient des prestations mais qui avaient peut-être une demande d'a.-c. déjà active. Pour ces personnes, la mesure appropriée de l'admissibilité aux prestations est le nombre de semaines restantes au moment de la perte d'emploi, et non pas au début de la période d'admissibilité antérieure. Nous avons pu calculer le nombre exact de semaines pour ce groupe[2] .Les taux de

---

[2] Pour ces personnes, nous avons calculé le nombre de semaines restantes de la période d'admissibilité courante (c.-à-d. le nombre maximal de semaines d'admissibilité aux prestations moins le temps écoulé entre le début de la période de prestations et la date du relevé d'emploi).

prestations étaient de 55 p. 100 ou 60 p. 100, selon la situation familiale et le revenu. Dans le cas des prestataires, l'information concernant le taux de prestations était fournie. Dans le cas des personnes n'ayant pas présenté de demande, on a utilisé le taux de prestations théorique de 55 p. 100 comme taux de prestations potentiel puisqu'on ne disposait pas de suffisamment d'information au sujet de la composition de la famille et du revenu pour déterminer si le taux plus élevé (60 p. 100) aurait dû être appliqué.

Une caractéristique importante de ces données nécessite une attention plus poussée. L'échantillon original de l'EPCC de 1993 était conçu délibérément de manière à surreprésenter les personnes demandant des prestations d'a.-c., parce que celles-ci formaient le groupe auquel on s'intéressait. Il est donc nécessaire d'utiliser les facteurs de pondération fournis par DRHC pour assurer la compatibilité des deux échantillons en ce qui concerne les probabilités de présentation de demandes[3]. Il est clair, selon l'analyse de la définition de la participation (2) que, en l'absence d'un rajustement pour les facteurs de pondération, les taux de participation bruts seront biaisés à la hausse dans les données de l'EPCC de 1993.

[3] On a également procédé à un suréchantillonnage de certains types de perte d'emplois dans l'EPCC de 1993, ce dont il faut également tenir compte lorsqu'on compare les données de 1993 et 1995.

6. *Résultats statistiques*

A. Caractéristiques des échantillons

Nous commençons le présent chapitre par une analyse des caractéristiques des personnes composant les échantillons des EPCC de 1993 et 1995, dans le Tableau 1. Fait important pour notre étude, 68 p. 100 des sujets de l'échantillon de 1995 ont demandé des prestations d'a.-c., tandis que ce pourcentage était légèrement plus bas, soit 66 p. 100, dans les données de 1993. Bien que ce chiffre brut ne tienne pas compte des changements dans la composition de la population de chômeurs, il est néanmoins quelque peu étonnant. Si les réductions de la générosité de l'a.-c. avaient rendu la présentation de demandes moins attrayante, ce pourcentage aurait dû diminuer, et non augmenter.

Une diminution des taux de participation déclarés par les intéressés est apparente, tant dans les chiffres pondérés que dans les chiffres non pondérés. La diminution est beaucoup plus faible, toutefois, dans les données pondérées.

L'un des avantages des ensembles de données des EPCC est que des renseignements sur les taux de participation au régime d'a.-c. peuvent être obtenus de deux sources. Bien que la demande de prestations soit un acte véritable, la question de l'admissibilité à des prestations se prête à une certaine interprétation. L'admissibilité réelle d'un demandeur, telle qu'elle est déterminée par DRHC, peut, dans certains cas, différer de l'admissibilité perçue par le demandeur. Il est donc possible de déterminer deux mesures du bassin de personnes admissibles, selon l'admissibilité déclarée par l'intéressé au cours de l'enquête, ou selon l'admissibilité réelle, telle qu'elle est déterminée par DRHC dans les dossiers administratifs[4]. Dans notre étude, nous utilisons les deux méthodes puisque chacune a sa valeur propre. Les taux de participation établis au moyen des données d'enquête donnent une meilleure évaluation du comportement des personnes qui se jugent admissibles à des prestations, tandis que les taux administratifs donnent peut-être une évaluation plus juste du potentiel de paiements à même le compte d'a.-c.

Les chiffres moyens pour les taux de participation (plutôt que les taux de demande) pour tous les échantillons sont plus conformes à l'hypothèse selon laquelle les chômeurs admissibles peuvent avoir jugé qu'il était moins profitable de demander des prestations d'a.-c. selon les règles de 1995 que selon les règles de 1993. Une diminution des taux de participation déclarés par les intéressés est apparente, tant dans les chiffres pondérés (de 80 p. 100 à 75 p. 100) que dans les chiffres non pondérés (de 89 p. 100

---

[4] Lorsqu'on détermine l'admissibilité au moyen des données administratives, on s'appuie sur les antécédents de travail documentés. La documentation peut provenir d'une demande acceptée ou du nombre de semaines d'emploi assurable figurant sur le relevé d'emploi.

à 76 p. 100). La diminution est beaucoup plus faible, toutefois, dans les données pondérées. On observe des tendances similaires dans les taux de participation tirés des dossiers administratifs plutôt que des réponses à l'enquête.

Certains faits intéressants ressortent au sujet de la période de temps écoulée avant qu'une demande ne soit présentée. Si l'on examine les réponses pondérées de l'enquête, 94 p. 100 des répondants de 1995 se rappellent avoir présenté une demande dans un délai de deux semaines ou moins suivant la perte d'emploi, tandis que ce pourcentage s'établit à 86 p. 100 en 1993. Dans les dossiers administratifs, les pourcentages correspondants s'établissent à 77 p. 100 et à 64 p. 100. Les données d'enquête montrent qu'un pourcentage plus élevé de répondants ont présenté une demande dans un délai de deux semaines ou moins, soit parce qu'ils croyaient peut-être qu'un court délai paraîtrait mieux, soit parce que les délais raccourcissent lorsqu'on se fie à la mémoire. Peu importe l'explication, même si les niveaux de ces pourcentages diffèrent entre les réponses à l'enquête et les données administratives, les deux sources se corroborent quant aux différences dans les délais de présentation des demandes au cours des deux années.

Le plus long délai de présentation d'une demande en 1993, par opposition à 1995, explique peut-être pourquoi les taux de demande étaient plus élevés en 1995. Si les chômeurs attendaient plus longtemps pour présenter une demande, en 1993, il est possible que certains répondants n'aient pas présenté de demande parce qu'ils avaient trouvé du travail. Bien sûr, cela soulève la question de savoir pourquoi ces personnes attendent si longtemps avant de présenter une demande, en 1993, et pourquoi elles présentaient une demande plus rapidement en 1995.

La possibilité de différences observables entre les réponses à l'enquête et les dossiers administratifs nous incite à examiner le Tableau 2. La première section de ce tableau montre qu'il existe des incohérences entre les souvenirs des répondants à l'EPCC de 1995 et les dossiers administratifs, pour ce qui est d'avoir demandé des prestations d'a.-c. Par exemple, des 1 820 répondants qui affirment ne pas avoir demandé de prestations d'a.-c., 566 d'entre eux (31 p. 100) ont une demande dans leurs dossiers administratifs. Cela pourrait indiquer que certains répondants désirent cacher le fait qu'ils ont demandé des prestations d'a.-c., peut-être en raison des stigmates en découlant, ou par crainte possible qu'une malhonnêteté de leur part soit détectée.

On observe également un certain écart entre l'admissibilité à l'a.-c. estimée et l'admissibilité réelle. Des 991 répondants classés comme étant non admissibles dans les dossiers de l'a.-c., 790 (80 p. 100) semblent admissibles selon leurs caractéristiques et les règles de l'a.-c. en vigueur sous le régime du Projet de loi C-17. Des 5 080 répondants admissibles, seulement 74 (1,5 p. 100) sont

classés incorrectement comme étant non admissibles, selon les données d'enquête. Le type d'erreur de classification le plus grave fondé sur les données d'enquête est la caractérisation des personnes non admissibles comme étant admissibles, plutôt que l'erreur inverse.

Une dernière comparaison intéressante est celle du temps écoulé entre la perte d'emploi et la présentation d'une demande d'a.-c. Comme nous l'avons mentionné précédemment, les données d'enquête montrent que plus de répondants présentent une demande dans un délai de deux semaines ou moins que ne le montrent les données administratives. Le Tableau 2 révèle que cela est essentiellement attribuable au fait que certaines personnes qui ont affirmé avoir présenté une demande rapidement ont attendu plus de quatre semaines, selon les données administratives. Par exemple, pour 25 p. 100 des personnes affirment avoir attendu une semaine, les données administratives indiquent une attente de plus de quatre semaines.

On trouve également des exemples de déclaration de comportement plus hâtif dans les données administratives de certains répondants . Notamment, parmi le groupe de personnes qui, selon les dossiers administratifs, ont attendu moins d'une semaine après leur mise en disponibilité avant de présenter une demande, 12,6 p. 100 affirment avoir attendu plus de quatre semaines. Seulement 66 p. 100 des " demandeurs rapides " consignés dans les dossiers administratifs affirment eux-mêmes avoir attendu moins d'une semaine avant de présenter une demande. Bien qu'il soit possible que certains prestataires d'a.-c. croient qu'ils devraient donner l'impression de ne présenter une demande de prestations d'a.-c. qu'après avoir déterminé qu'ils ne trouveraient pas un emploi rapidement, le comportement de ces personnes est contraire à celui des répondants qui déclarent volontairement avoir présenté rapidement une demande mais qui, d'après les données administratives ont tardé à présenter leur demande. Ces constatations donnent à entendre que différents type d'erreurs (mémoire déficiente, déclaration erronée) coexistent probablement pour différents répondants.

Ces différences observées entres les données d'enquête et les données administratives révèlent des faits intéressants au sujet des réponses individuelles aux enquêtes mais ne compromettent pas l'utilité de ces enquêtes pour l'analyse contenue dans le présent rapport. Dans le cas des personnes qui demandent des prestations, on utilise les renseignements contenus dans les dossiers d'a.-c. pour déterminer l'admissibilité à des prestations et le nombre de semaines de prestations. L'admissibilité des personnes qui ne demandent pas de prestations est déterminée au moyen des renseignements contenus dans le relevé d'emploi concernant le nombre de semaines d'emploi assurable, combinés aux taux de chômage régional et aux règles de l'a.-c. Ces mêmes facteurs déterminent l'admissibilité à des prestations. On utilise les réponses tirées des données d'enquête pour

Cela fait ressortir un effet relativement mineur du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité à des prestations, mais un effet important sur le nombre de semaines de prestations.

produire les renseignements démographiques utilisés dans notre analyse statistique. Bien que l'admissibilité à l'a.-c. et le nombre de semaines travaillées déclarées par les intéressés soient susceptibles d'erreurs de déclaration, nous n'utilisons pas ces renseignements dans l'analyse statistique, et les renseignements que nous utilisons (notamment, niveaux de scolarisation, province, sexe) sont moins susceptibles d'être erronés.

Pour conclure le chapitre, il est utile d'examiner les figures 1 et 2, qui montrent comment nos évaluations de l'admissibilité à des prestations sont effectuées. La Figure 1 fait état de la distribution des nombres de semaines d'emploi assurable pour les personnes qui ont demandé des prestations parmi les deux échantillons des EPCC de 1993 et 1995. Les nombres de semaines d'emploi assurable sont calculés au moyen de renseignements provenant du fichier du Profil vectoriel. Les distributions se ressemblent beaucoup quoique, exception digne de mention, la limite inférieure de la distribution est de dix semaines en 1993, par opposition à douze semaines en 1995. Ce changement reflète les modifications des normes d'admissibilité aux prestations en vertu des dispositions du Projet de loi C-17.

La similarité de ces deux graphiques se démarque fortement des différences observées entre les deux sections de la Figure 2 qui transposent ces distributions de semaines d'emploi assurable en nombre maximal de semaines d'admissibilité aux prestations sous les deux régimes d'a.-c. Sous le régime antérieur au Projet de loi C-17, la plupart des personnes ont droit à 50 semaines de prestations. Une fois les modifications découlant du Projet de loi C-17 en place, un pourcentage de personnes légèrement plus élevé n'est pas admissible aux prestations. La plupart des personnes continuent d'être admissibles à certaines prestations mais le nombre de semaines de prestations est grandement réduit pour la plupart des groupes. La forme du graphique change complètement sous le régime du projet de loi, car beaucoup plus de personnes ont droit à moins de 50 semaines de prestations. Cela fait ressortir un effet relativement mineur du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité à des prestations, mais un effet important sur le nombre de semaines de prestations. Ce fait sera examiné en bonne et due forme au moyen de méthodes statistiques dans les chapitres suivants du rapport.

Tableau 1
Statistiques descriptives

Données d'enquête	EPCC 93		EPCC 95	
	Non-pondérées	Pondérées	Non-pondérées	Pondérées
Ont demandé des prestations d'a.-c.	0,790	0,656	0,694	0,679
Demanderont des prestations (en pourcentage des personnes qui n'ont pas présenté de demande)	0,131	0,112	0,085	0,079
Motifs d'absence de demande :				
Non-admissible	0,446	0,442	0,162	0,162
Pas de documents de cessation	0,005	0,004	0,001	0,001
Trouvé un emploi	0,287	0,301	0,038	0,039
Ne veulent pas d'a.-c.	0,068	0,075	0,015	0,017
Touchent déjà de l'a.-c.	0,085	0,075	0,023	0,021
Taux de participation	0,888	0,800	0,761	0,746
Délai de la présentation de la demande (nombre de semaines)				
0	0,508	0,523	0,708	0,703
1	0,253	0,242	0,164	0,165
2	0,093	0,093	0,072	0,076
3	0,042	0,041	0,027	0,029
4	0,043	0,036	0,007	0,008
Données administratives				
Taux de participation	0,907	0,826	0,841	0,807
Délai de présentation de la demande (nombre de semaines)				
0	0,429	0,493	0,708	0,700
1	0,157	0,094	0,043	0,045
2	0,091	0,054	0,028	0,029
3	0,057	0,034	0,017	0,018
4	0,034	0,020	0,014	0,014

Tableau 2
Comparaison entre les renseignements de l'enquête et les données administratives relativement aux demandes

Les tableaux ci-après comparent la situation relative à l'a.-c. déclarée par les répondants à l'EPCC de 1995 et la situation de ces derniers estimée selon les dossiers administratifs.

Existence d'une demande :

Données d'enquête	**Données administratives** Demande identifiée Non	
Non	1 254	566
Oui	586	3 665

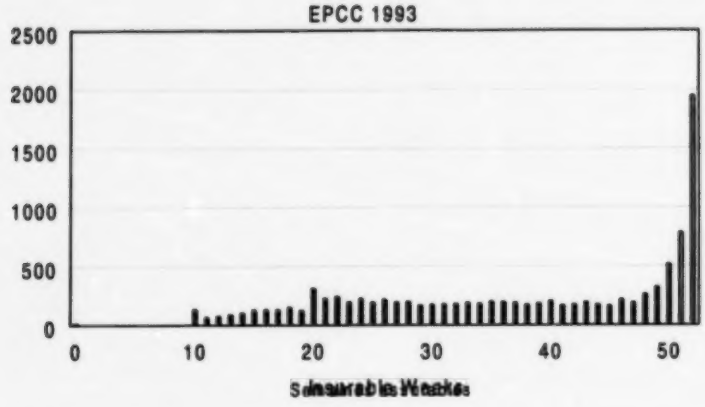
Évaluation de l'admissibilité :

Données d'enquête	**Données administratives** Statut défini	
Status estimé	**Non admissibles**	**Admissibles**
Non admissibles	201	74
Admissibles, n'ont pas présenté de demande	483	1 102
Admissibles, ont présenté une demande	307	3 904

Délai entre la mise-à-pied et la présentation de la demande (nombre de semaines)

	Données administratives					
Données de l'enquête **Semaines :**	**0**	**1**	**2**	**3**	**4**	**>4**
0	1 598	71	49	35	31	319
1	319	27	7	10	4	120
2	142	22	15	5	5	32
3	45	13	8	1	1	12
4	6	1	4	1	0	9
>4	304	14	12	5	5	156

Figure 1
Évolution des nombres de semaines d'emploi assurables entre l'EPCC de 1993 et l'EPCC de 1995



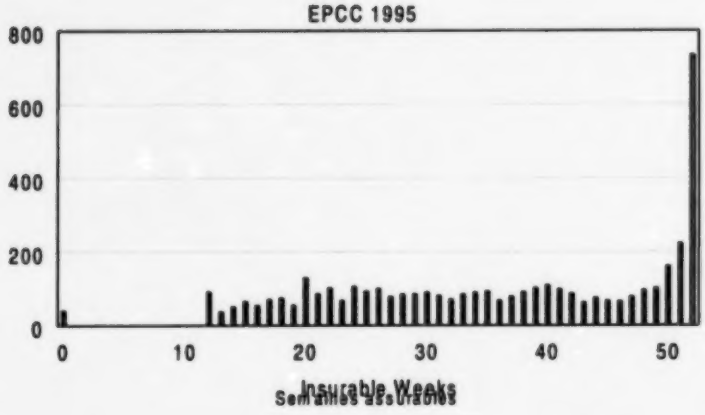
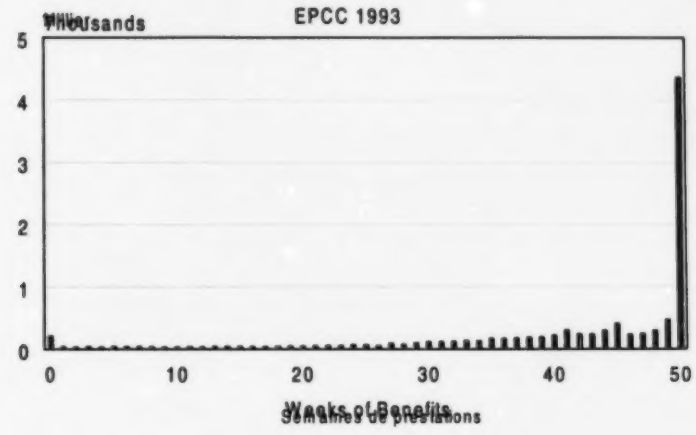
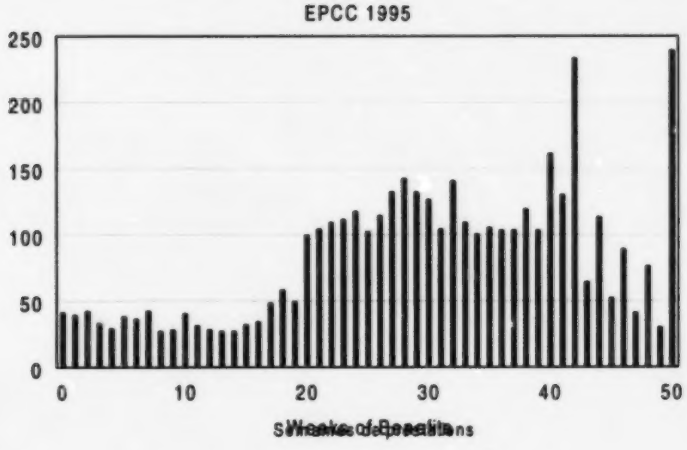


Figure 2
Evolution des nombres de semaines de prestations entre l'EPCC de 1993 et l'EPCC de 1995





B. Déterminants de la probabilité d'admissibilité à l'assurance-chômage

L'une des incidences importantes du Projet de loi C-17 sur les chômeurs est le fait que ce dernier a changé les normes d'admissibilité pour les travailleurs ayant un nombre de semaines d'emploi assurable relativement peu élevé. Par conséquent, nous pouvons nous attendre à ce que les personnes présentant un ensemble donné de caractéristiques soient en moyenne, moins susceptibles d'être admissibles en 1995 que sous le régime de 1993. Les graphiques des échantillons précédents donnent à entendre que le Projet de loi C-17 a eu une incidence plus importante sur les prestations payables que sur l'admissibilité et le but du présent chapitre consiste à analyser les déterminants de l'admissibilité au moyen de méthodes statistiques officielles.

Pour quantifier l'effet du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité aux prestations, nous examinons la relation entre les caractéristiques démographiques observables et la probabilité d'admissibilité à des prestations, en utilisant les périodes d'échantillonnage des EPCC de 1993 et de 1995. Les caractéristiques examinées sont de nature socio-démographique plutôt que déterminantes de l'admissibilité aux termes de la Loi sur l'a.-c., parce que nous cherchons à déterminer dans quelle mesure le Projet de loi C-17 a influé sur la probabilité de l'admissibilité à l'a.-c. dans le cas, par exemple, d'une jeune femme de la Nouvelle-Écosse ayant fait des études secondaires. Ces résultats combinent donc les changements dans les normes d'admissibilité et la capacité des différents groupes démographiques de satisfaire à ces normes.

Ces comparaisons se font en trois étapes. D'abord, seules les caractéristiques personnelles, comme l'âge, l'état civil, l'appartenance à un groupe minoritaire ou l'état de personne handicapée, le sexe, le niveau de scolarité, la langue utilisée lors de l'entrevue et la province de résidence, sont utilisées pour expliquer la probabilité de l'admissibilité à l'a.-c. Ensuite, seules les caractéristiques professionnelles, notamment la perte de salaire, le statut syndiqué de l'emploi perdu, le caractère saisonnier de l'emploi perdu et les renseignements au sujet des avis de cessation d'emploi et des rappels sont inclus. En examinant les caractéristiques personnelles et les caractéristiques professionnelles de manière séquentielle, nous pouvons examiner les facteurs qui prédisent l'admissibilité à l'a.-c. lorsque des groupes restreints de facteurs sont examinés.

Enfin, les deux types de renseignements sont combinés et le taux de chômage régional est ajouté. Ce dernier neutralise la norme d'admissibilité variable du régime d'a.-c., de sorte que nos variables provinciales ne

saisissent pas cet aspect des normes d'admissibilité. Les tests des coefficients constants avant et après le Projet de loi C-17 rejettent l'hypothèse de l'absence de changement pour chacune des équations. Cela signifie que le Projet de loi C-17 a changé la probabilité de l'admissibilité en fonction de facteurs socio-démographiques observables.

Dans les deux première colonnes du Tableau 3, des changements dans les coefficients entre les échantillons de 1993 et de 1995 sont observés pour les variables saisissant l'état de personne handicapée, la langue utilisée lors de l'entrevue et certaines des variables relatives à la province de résidence. Dans le cas des variables relatives aux caractéristiques professionnelles uniquement, certains changements importants entre les coefficients de 1993 et ceux de 1995 sont notés pour les variables tels le statut syndiqué de l'emploi perdu et la nature saisonnière de l'emploi. Lorsque nous n'utilisons que les renseignements relatifs aux caractéristiques professionnelles, des personnes identiques à tout autre égard qui ont perdu un emploi saisonnier sont moins susceptibles d'être admissibles à des prestations que les personnes ayant perdu un emploi non saisonnier, mais cet effet est plus important en 1993 qu'en 1995. La seconde partie de ce résultat peut sembler étonnante à première vue puisque l'un des effets du Projet de loi C-17 avait été de resserrer davantage les normes d'admissibilité pour les personnes ayant perdu un emploi de durée relativement courte et que les emplois saisonniers sont habituellement de courte durée et s'assortissent d'une faible participation à la population active. Ce paradoxe apparent est résolu une fois que nous ajoutons des renseignements supplémentaires à l'équation.

Lorsque l'on combine les variables de caractéristiques professionnelles et les variables de caractéristiques personnelles et qu'on ajoute les taux de chômage régional, la variable relative au caractère saisonnier devient plus négative pour l'échantillon de 1995, mais moins négative pour l'échantillon de 1993, comme on pourrait s'y attendre. Ce changement reflète probablement l'importance de la variable concernant le taux de chômage régional. Cette variable a une incidence négative sur l'admissibilité en 1993, mais un effet positif en 1995. Il semble logique que la variable du taux de chômage régional ait un effet positif, compte tenu du fait qu'un nombre moins élevé de semaines d'emploi assurable est nécessaire pour qu'une personne soit admissible à l'a.-c. dans les régions où le taux de chômage est élevé. L'incidence négative antérieure au Projet de loi C-17 est plus difficile à interpréter, mais elle est peut-être attribuable aux autres incidences du taux de chômage régional, notamment les contraintes relatives aux semaines travaillées, en ce qui concerne la demande. Sous le régime du Projet de loi C-17, ces effets sont peut-être devenus relativement moins importants.

Tableau 3
Probabilité d'admissibilité aux prestations d'a.-c.
Analyse, par la méthode des probits, de la probabilité d'admissibilité aux prestations d'a.-c.
(Écarts-types entre parenthèses)

	EPCC 1993	EPCC 1995	EPCC 1993	EPCC 1995	EPCC 1993	EPCC 1995
Âge	0,007	0,005			0,007	0,004
	(0,002)	(0,002)			(0,002)	(0,002)
Marié(e)	0,125	0,128			0,154	0,116
	(0,049)	(0,043)			(0,048)	(0,045)
Minorité	0,037	0,046			0,004	0,042
	(0,063)	(0,051)			(0,062)	(0,054)
Personne handicapée	0,262	-0,278			0,270	-0,264
	(0,218)	(0,073)			(0,235)	(0,078)
Sexe	0,068	0,050			0,069	0,080
	(0,046)	(0,041)			(0,046)	(0,044)
Entrevue en anglais	0,077	-0,055			0,078	-0,020
	(0,105)	(0,091)			(0,105)	(0,097)
Scolarité : *						
Élémentaire ou moins	-0,258	0,106			-0,336	0,212
	(0,115)	(0,108)			(0,128)	(0,117)
Études secondaires inachevées	-0,176	-0,045			-0,233	0,020
	(0,085)	(0,069)			(0,097)	(0,074)
Diplôme d'études secondaires	-0,018	0,088			-0,028	0,091
	(0,082)	(0,066)			(0,094)	(0,069)
Études collégiales inachevées	-0,015	-0,038			-0,099	-0,084
	(0,104)	(0,092)			(0,114)	(0,096)
Diplôme d'études collégiales	-0,093	0,082			-0,099	0,060
	(0,099)	(0,078)			(0,112)	(0,083)
Études universitaires inachevées	-0,176	-0,342			-0,190	-0,294
	(0,118)	(0,089)			(0,132)	(0,095)
Autre formation	-0,095	0,017			-0,072	-0,009
	(0,135)	(0,125)			(0,125)	(0,131)
Province : **						
Terre-Neuve	-1,034	0,284			-0,862	-0,117
	(0,135)	(0,160)			(0,154)	(0,182)
Î.-P.-É.	-0,790	0,433			-0,710	0,198
	(0,211)	(0,371)			(0,224)	(0,372)
Nouvelle-Écosse	-0,225	0,182			-0,150	0,143
	(0,142)	(0,137)			(0,156)	(0,148)
Nouveau-Brunswick	-0,544	0,346			-0,564	0,368
	(0,118)	(0,133)			(0,126)	(0,144)
Ontario	-0,049	-0,147			-0,131	-0,025
	(0,099)	(0,093)			(0,108)	(0,100)
Manitoba	-0,139	-0,525			-0,219	-0,428
	(0,153)	(0,140)			(0,167)	(0,148)
Saskatchewan	0,039	-0,296			-0,076	-0,103
	(0,174)	(0,148)			(0,192)	(0,160)
Alberta	-0,122	-0,164			-0,247	0,007
	(0,116)	(0,110)			(0,128)	(0,118)
Colombie-Britannique	-0,222	-0,181			-0,262	-0,065
	(0,111)	(0,108)			(0,123)	(0,115)
T.-N.-O. et Yukon	0,133	-0,239			0,397	-0,935
	(0,438)	(0,391)			(0,459)	(0,423)
Salaire perdu			0,009	-0,001	0,005	-0,000
			(0,002)	(0,001)	(0,003)	(0,001)
Emploi perdu syndiqué			0,295	0,093	0,152	0,036
			(0,051)	(0,043)	(0,056)	(0,047)
Reçu avis de cessation d'emploi			0,163	0,024	0,123	0,007
			(0,050)	(0,049)	(0,056)	(0,052)
Avait date de rappel			0,361	0,111	0,280	0,144
			(0,082)	(0,049)	(0,089)	(0,053)
Emploi perdu saisonnier			-0,393	-0,272	-0,294	-0,355
			(0,046)	(0,042)	(0,055)	(0,045)
Taux de chômage régional					-0,034	0,053
					(0,008)	(0,009)
Pseudo R-carré	0,038	0,029	0,025	0,010	0,067	0,048
Nombre d'observations	9 774	6 043	11 109	5 969	8 977	5 800

* Manquant : Diplôme universitaire

** Manquant : Québec

Dans l'ensemble, des faits démontrent que le Projet de loi C-17 a bel et bien réduit l'admissibilité à l'a.-c. pour certains groupes, notamment les personnes ayant perdu un emploi saisonnier. Si nous rajustons pour tenir compte de l'effet de la nature saisonnière de l'emploi, les personnes perdant leur emploi dans les régions et les provinces où le taux de chômage est élevé sont relativement plus susceptibles d'être admissibles à l'a.-c. en vertu des dispositions du Projet de loi C-17. Les effets sur l'admissibilité estimés ici sont quantifiés plus précisément dans le chapitre 8 du rapport, où nous examinerons les incidences financières du Projet de loi C-17 sur le compte d'a.-c.

C. Déterminants de la probabilité de présentation d'une demande de prestations

Une fois examinés les effets du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité, il est possible de voir dans quelle mesure le comportement de participation aux prestations d'a.-c. a changé en ce qui concerne l'admissibilité. Cet aspect est examiné dans le Tableau 4, qui répète la séquence des colonnes du Tableau 3 et ajoute un quatrième ensemble de variables conçues pour évaluer l'intérêt de présenter une demande à l'a.-c. : semaines de prestations maximales (à la fois seules, et élevées au carré, pour saisir les effets non linéaires) et le rapport entre les prestations d'a.-c. et les salaire perdus (taux de remplacement de l'a.-c.).

Encore une fois, nous effectuons des tests statistiques des coefficients constants pour les quatre types de spécifications de l'équation. Les résultats de ces tests sont présentés au Tableau 5, qui montre que nous rejetons l'hypothèse courante selon laquelle les coefficients sont les mêmes en 1993 et 1995 pour tous les cas examinés, à l'exception d'un seul. La seule instance où il y a absence de rejet est celle de la spécification incluant les variables personnelles, différentes pour 1993 et 1995, alors que tous les autres coefficients demeurent les mêmes. En d'autres termes, ce n'est que lorsque les caractéristiques personnelles sont incluses qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse selon laquelle il y avait simplement un changement constant de la probabilité de participation. Cela signifie que le changement dans la probabilité de participation ne peut être attribué aux changements de comportement d'un groupe identifiable, mais plutôt au même changement, peu importe les caractéristiques démographiques.

Il n'est pas utile de comparer de façon détaillée les coefficients des deux premières colonnes du Tableau 4 parce que nous ne pouvons rejeter l'hypothèse selon laquelle les coefficients ne diffèrent qu'en raison d'une erreur d'échantillonnage aléatoire. Les troisième et quatrième colonnes montrent des changements importants entre 1993 et 1995 pour presque toutes les variables liées aux caractéristiques professionnelles. Les cinquième et

sixième colonnes du tableau font état des variables du régime d'a.-c. et sont donc importantes pour les fins de notre étude. L'effet négatif de la variable " semaines de prestations " élevée au carré signifie que, tandis que les probabilités de présentation de demandes s'accroissent initialement avec le nombre de semaines de prestations, cela se produit à un taux progressivement plus lent à mesure que le nombre de semaines s'accroît. En fait, l'extrapolation de ce rapport théorique mène même à un point où le rapport devient négatif, de sorte que le graphique du rapport nombre de semaines/probabilité de présentation d'une demande a une forme en " U " inversé. En 1993, le point le plus élevé sur ce graphique (juste avant que la pente ne devienne négative) est situé à 80 semaines, tandis qu'il est situé à seulement 45 semaines en 1995[5]. Bien que ces nombres de semaines ne soient pas pertinents en eux-mêmes parce qu'ils nécessitent une extrapolation considérable, les chiffres donnent à entendre que les incidences des nombres de semaines de prestations sur les probabilités de présentation de demandes diminuent plus rapidement en 1995.

Lorsque toutes les variables sont incluses dans l'équation relative au taux de participation, les changements apportés par le Projet de loi C-17 à l'effet des variables fermes est toujours apparent. Le fait que les taux de participation sont maintenant plus élevés pour les personnes ayant perdu un emploi saisonnier qu'avant le Projet de loi C-17 se maintient. C'est un résultat étonnant mais néanmoins très significatif parce qu'il suggère que, tout bien considéré, le Projet de loi C-17 accroît la vraisemblance que les travailleurs saisonniers à faible participation au marché du travail qui sont admissibles à l'a.-c. demandent réellement des prestations. La raison de cette constatation n'est pas immédiatement apparente. Il est important de reconnaître, toutefois, que les semaines d'admissibilité aux prestations sont entrées séparément dans l'analyse, de sorte que les réductions aux semaines d'admissibilité aux prestations, plus importantes pour les travailleurs saisonniers, que pour les travailleurs non saisonniers, soient saisies directement par la variable relative aux semaines d'admissibilité aux prestations.

---

[5] Ces chiffres sont obtenus en notant que, dans un rapport quadratique de forme $y = bx - cx^2$, la valeur maximale de y se produit pour $x = b/2c$.

Tableau 4
Probabilité de présentation d'une demande de prestations d'a.-c.
Analyse par la méthode des probits de la probabilité que les personnes admissibles demandent des prestations d'a.-c.
(Écarts-types entre parenthèses)

	EPCC 1993	EPCC 1995	EPCC 1993	EPCC 1995	EPCC 1993	EPCC 1995	EPCC 1993	EPCC 1995
Âge	0,009	0,006					0,009	0,005
	(0,002)	(0,002)					(0,002)	(0,002)
Marié(e)	0,035	-0,044					0,060	-0,066
	(0,038)	(0,043)					(0,046)	(0,044)
Minorité	-0,141	0,006					-0,002	-0,004
	(0,048)	(0,050)					(0,057)	(0,051)
Personne handicapée	0,118	0,067					0,053	0,048
	(0,160)	(0,085)					(0,184)	(0,086)
Sexe	-0,110	-0,203					-0,087	-0,217
	(0,036)	(0,041)					(0,044)	(0,043)
Entrevue en anglais	-0,064	-0,129					-0,138	-0,143
	(0,089)	(0,088)					(0,105)	(0,090)
Scolarité*								
Élémentaire ou moins	0,104	0,117					-0,147	0,114
	(0,102)	(0,102)					(0,123)	(0,106)
Étu. sec. inache.	0,125	0,284					-0,051	0,257
	(0,069)	(0,070)					(0,087)	(0,072)
Dip. d'étu. sec.	0,097	0,103					-0,059	0,087
	(0,063)	(0,064)					(0,081)	(0,066)
Étu. coll. inache.	0,063	-0,021					-0,027	-0,039
	(0,083)	(0,092)					(0,102)	(0,094)
Dip. d'étu. coll.	0,138	0,112					0,022	0,107
	(0,080)	(0,078)					(0,101)	(0,078)
Étu. univ. inache.	0,012	-0,069					-0,009	-0,070
	(0,099)	(0,097)					(0,125)	(0,099)
Autre formation	0,238	0,166					0,129	0,194
	(0,095)	(0,125)					(0,115)	(0,128)
Province : **								
Terre-Neuve	-0,065	0,213					-0,014	0,232
	(0,164)	(0,147)					(0,192)	(0,165)
Î.-P.-É.	0,029	-0,330					-0,126	-0,337
	(0,272)	(0,263)					(0,293)	(0,267)
Nouvelle-Écosse	0,078	0,064					0,181	0,079
	(0,136)	(0,127)					(0,158)	(0,132)
Nouveau-Brunswick	-0,073	0,091					-0,083	0,123
	(0,127)	(0,112)					(0,142)	(0,117)
Ontario	-0,152	-0,157					-0,003	-0,121
	(0,088)	(0,091)					(0,104)	(0,095)
Manitoba	-0,205	-0,220					0,063	-0,236
	(0,131)	(0,158)					(0,160)	(0,163)
Saskatchewan	-0,198	-0,406					-0,053	-0,350
	(0,138)	(0,151)					(0,163)	(0,157)
Alberta	-0,314	-0,143					-0,143	-0,117
	(0,100)	(0,108)					(0,119)	(0,113)
Colombie-Britannique	-0,136	-0,130					0,051	-0,071
	(0,100)	(0,107)					(0,119)	(0,110)
T.-N.-O. et Yukon	-0,028	-0,932					0,007	-0,811
	(0,327)	(0,386)					(0,353)	(0,416)
Salaire perdu			-0,007	-0,003			-0,004	-0,002
			(0,002)	(0,001)			(0,002)	(0,001)
Emploi perdu syndiqué			0,433	0,104			-0,008	0,113
			(0,040)	(0,043)			(0,049)	(0,045)
Reçu avis de cessation d'emploi			0,500	-0,026			0,190	-0,025
			(0,045)	(0,048)			(0,054)	(0,049)
Avait date de rappel			0,814	0,010			0,405	-0,027
			(0,078)	(0,048)			(0,090)	(0,050)
Emploi perdu saisonnier			-0,093	0,138			-0,143	0,141
			(0,043)	(0,044)			(0,055)	(0,048)
Adm. à des prestations (# de sem.)					0,048	0,027	0,040	0,029
					(0,0043	(0,007)	(0,005)	(0,007)
Adm. à des prestations (# de sem. au carré)					-0,0003	-0,0003	-0,0002	-0,0003
					(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Taux d'a.-c. (1)					0,174	0,124	0,148	0,107
					(0,011)	(0,051)	(0,014)	(0,053)
Taux de chômage régional					-0,008	0,020	-0,011	-0,003
					(0,005)	(0,006)	(0,008)	(0,008)
Pseudo R-carré	0,017	0,024	0,045	0,004	0,076	0,009	0,093	0,032
Nombre d'observations	9 169	5 074	10 319	5 013	10 134	5 059	7 949	4 957

* Manquant : Diplôme universitaire

** Manquant : Québec

(1) Taux de prestations d'a.-c. (à l'exclusion de tout plafond sur le revenu). Lorsque les travailleurs ne présentent pas de demande, le taux de prestations implicite au moment où l'emploi a été perdu est utilisé.

Tableau 5
Tests statistiques des changements de comportement entre l'EPCC de 1993 et l'EPCC de 1995
(Ecarts-types entre parentheses)

	Équation		
Équation relative à l'admissibilité:	**1**	**2**	**3**
Aucune restriction :			
Log. de vraisemblance	-4767,1	-5434,2	-4153,7
Même coefficient, coord. différentes			
Valeur de la var. binaire EPCC 95	-0,500 (0,031)	-0,516 (0,028)	-0,504 (0,036)
Log. de vraisemblance	-4851,7	-5448,7	-4276,4
Prob > Chi2	0	0,001	0
Même coefficient, même coord.			
Log. de vraisemblance	-4981,30	-5619,40	-4376,20
Prob > Chi2			

	Équation			
Équation relative à la participation :	**1**	**2**	**3**	**4**
Aucune restriction :				
Log. de vraisemblance	-5766,8	-7377,8	-6444,6	-4727,0
Même coefficient, coord. différentes				
Valeur de la var. binaire EPCC 95	-0,466 (0,029)	-0,227 (0,026)	0,304 (.042)	0,032 (0,054)
Log. de vraisemblance	-5781,3	-7461,5	-6498,6	-4798,5
Prob > Chi2	0,074	0	0	0
Même coefficient, même coord.				
Log. de vraisemblance	-5908,1	-7500,1	-6525,4	-4798,6
Prob > Chi2	0	0	0	0

Dans ce tableau, nous utilisons des tests du rapport des vraisemblances qui évaluent la réduction de la capacité du modèle d'expliquer les données lorsque certaines restrictions algébriques sont ajoutées, ce qui se mesure par l'importance de la diminution de la valeur du " log. de vraisemblance " dans le tableau) lorsque des restrictions sont imposées. Des méthodes statistiques sont utilisées pour déterminer si les pertes de pouvoir explicatif associées à ces restrictions sont assez importantes pour être " significatives ". Si les pertes ne sont pas significatives, nous ne pouvons rejeter les restrictions. Selon la pratique acceptée en économétrie, nous rejetons les restrictions lorsque la valeur pour " Prob. > Chi2 " est inférieure à 0,05.

D. L'effet de l'assurance-chômage sur les délais de présentation des demandes

Peu de variables ont un effet significatif sur la période écoulée entre la perte d'emploi et la présentation d'une demande de prestations d'a.-c.

Dans les paragraphes qui suivent, nous effectuons une analyse des risques proportionnels pour ce qui est de la période écoulée entre la mise en disponibilité et la présentation d'une demande de prestations d'a.-c. Ce genre d'analyse permet d'évaluer dans quelle mesure la probabilité de présenter une demande change lorsque la durée de la période de chômage s'accroît. Nous tenons pour hypothèse qu'il existe une tendance " de base " sous-jacente dans la façon dont la probabilité de présentation d'une demande varie avec le temps, puis nous permettons aux caractéristiques observables de déplacer cette tendance de façon proportionnelle. Dans cette analyse, les coefficients positifs accroissent la probabilité de présentation d'une demande à chaque moment donné [6]. Cela raccourcit l'attente prévue avant la présentation de la demande puisqu'il est plus vraisemblable qu'une personne présente une demande tôt.

L'analyse est fondée sur les données de l'EPCC de 1995, pour laquelle on dispose de renseignements plus précis que pour l'étude de 1993, en ce qui concerne les délais. Les deux colonnes du Tableau 6 font état de cette analyse à la fois relativement aux personnes qui ont demandé des prestations et aux personnes qui n'en ont pas demandé. Les données relatives aux personnes qui ne présentent pas de demande sont traitées comme des observations censurées puisque l'omission de présenter une demande n'exclut pas la possibilité d'une demande après une longue période. Il peut sembler naturel de n'utiliser que les données relatives aux prestataires puisque nous ne savons pas pendant combien de temps les personnes qui ne présentent pas de demande attendront avant de le faire, le cas échéant. Il est également possible d'utiliser les renseignements relatifs aux prestataires et aux personnes qui ne présentent pas de demande, au moyen des techniques d'estimation mises au point pour les situations comprenant des observations " censurées ". Les deux ensembles de résultats sont fournis afin de voir si les conclusions varient en fonction de la présence ou de l'absence des personnes n'ayant pas présenté de demande.

Peu de variables ont un effet significatif sur la période écoulée entre la perte d'emploi et la présentation d'une demande de prestations d'a.-c. La variable " sexe " avait un léger effet, les femmes présentant un coefficient négatif. On trouve un effet positif en ce qui concerne les travailleurs saisonniers, mais uniquement lorsqu'on inclut dans l'analyse des risques proportionnels

---

[6] Plus exactement, c'est la probabilité *conditionnelle* de la présentation d'une demande après un délai donné, compte tenu du fait que la personne n'a pas présenté de demande plus tôt, appelée le " taux de risque ", qui s'accroît.

personnes n'ayant pas présenté de demande. Il se peut que les travailleurs saisonniers soient plus rapides que les autres travailleurs à présenter une demande de prestations d'a.-c., ce qui donne à entendre que, parmi les personnes qui présentent une demande, les travailleurs saisonniers ne diffèrent pas quant au moment choisi pour présenter leur demande de prestations d'a.-c. Ce n'est que lorsque nous ajoutons les personnes admissibles qui ne présentent pas de demande que le comportement des travailleurs saisonniers semble différer.

Tableau 6
Délai de présentation d'une demande de prestations d'a.-c.
Analyse de Cox du délai entre la mise en disponibilité et la présentation d'une demande de prestations d'a.-c. par les chômeurs admissibles
(Écarts-types entre parenthèses)

	Exclusion des personnes qui n'ont pas présenté de demande		Inclusion des personnes qui n'ont pas présenté de demande	
Âge	-0,001	(0,002)	0,003	(0,002)
Marié(e)	0,026	(0,036)	-0,028	(0,036)
Minorité	-0,013	(0,042)	-0,011	(0,042)
Personne handicapée	-0,004	(0,069)	0,019	(0,069)
Sexe	-0,082	(0,035)	-0,131	(0,034)
Entrevue en anglais	-0,037	(0,073)	-0,097	(0,072)
Scolarité : *				
Études secondaires inachevées	-0,011	(0,085)	0,077	(0,085)
Diplôme d'études secondaires	0,024	(0,060)	0,160	(0,059)
Études collégiales inachevées	-0,020	(0,056)	0,060	(0,056)
Diplôme d'études collégiales	-0,058	(0,081)	-0,024	(0,081)
Études universitaires inachevées	-0,062	(0,066)	0,069	(0,066)
Autre formation	-0,062	(0,087)	-0,053	(0,087)
Province: **				
Terre-Neuve	-0,003	(0,124)	0,142	(0,124)
Î.-P.-É.	0,182	(0,243)	-0,165	(0,242)
Nouvelle-Écosse	0,010	(0,105)	0,044	(0,103)
Nouveau-Brunswick	0,062	(0,086)	0,097	(0,086)
Ontario	-0,007	(0,078)	-0,067	(0,076)
Manitoba	0,000	(0,142)	-0,135	(0,141)
Saskatchewan	-0,029	(0,143)	-0,248	(0,142)
Alberta	-0,111	(0,094)	-0,097	(0,093)
Colombie-Britannique	-0,007	(0,091)	-0,048	(0,090)
T.-N.-O. et Yukon	-0,261	(0,512)	-0,703	(0,510)
Salaires perdus	0,000	(0,001)	-0,002	(0,001)
Emploi perdu syndiqué	-0,006	(0,037)	0,081	(0,036)
Reçu avis de cessation d'emploi	0,058	(0,040)	0,005	(0,040)
Avait date de rappel	0,075	(0,041)	0,010	(0,041)
Emploi perdu saisonnier	-0,009	(0,038)	0,091	(0,038)
Semaines de prestations	0,004	(0,002)	0,006	(0,001)
Taux de prestations d'a.-c.(1)	0,019	(0,038)	0,034	(0,038)
Taux de chômage régional	-0,013	(0,006)	-0,007	(0,006)

* Manquant : diplôme universitaire

** Manquant : Québec

(1) Taux de prestations d'a.-c. (à l'exclusion de tout plafond sur le revenu). Lorsque les travailleurs ne présentaient pas de demande, nous avons utilisé le taux de prestations implicite au moment de la perte d'emploi.

7. *Quantification des effets du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité et sur la participation aux prestations*

Dans le présent chapitre, nous utilisons les relations comportementales du chapitre précédent pour analyser les questions de simulation suivantes :

- dans quelle mesure l'admissibilité aux prestations changerait si le lien postérieur au Projet de loi C-17 entre les caractéristiques personnelles et professionnelles s'appliquait en 1993;

- dans quelle mesure la participation aux prestations serait différente en 1993 si le lien de 1995 entre les caractéristiques observables et la participation s'appliquait en 1993.

Ces questions sont examinées au Tableau 7, qui présente les résultats des quatre combinaisons possibles des règles de l'a.-c. de 1993 et 1995 et des échantillons des chômeurs de 1993 et 1995. Pour la première colonne, nous utilisons les caractéristiques de l'EPCC de 1993 et nous examinons la probabilité de l'admissibilité à l'a.-c. en utilisant les règles de 1993 et celles de 1995. Fait intéressant, les probabilités d'admissibilité changent très peu selon un ensemble de règles ou l'autre et cela vaut pour les échantillons pondérés comme pour les échantillons non pondérés. Les nombres de semaines de prestations diminuent lorsque les règles de 1995 remplacent celles de 1993, mais l'effet est relativement faible. En conséquence de ces changements, les taux de participation diminuent, mais très peu.

Pour l'échantillon de l'EPCC de 1995, les réformes de 1995 ont peu d'effet, encore une fois, sur la probabilité de l'admissibilité à l'a.-c. L'incidence la plus importante de la politique est observée lorsque les règles de 1995 relatives aux prestations payables remplacent les règles de 1993 et que nous utilisons les caractéristiques de l'échantillon de 1995. Toutefois, malgré ce changement dans le nombre de semaines de prestations, l'effet relatif à la probabilité de participation est faible pour cet échantillon.

Pris ensemble, ces résultats ont des implications intéressantes. Les résultats relatifs à la participation montrent que, bien qu'il puisse se produire une légère réduction de la suffisance des prestations d'a.-c. perçue, la participation n'est pas très touchée par la réforme de l'a.-c., en dépit des réductions de la durée des périodes d'admissibilité maximales à des prestations qui, dans certains

Cela signifie qu'on peut soutenir que le Projet de loi C-17 a peut-être atteint ses objectifs ... relativement peu de chômeurs deviennent non admissibles à des prestations, mais les personnes qui sont admissibles ne peuvent plus financer une longue période de chômage faisant suite à une courte période d'emploi.

cas, sont très marquées. Cette situation pourrait s'expliquer par le fait que les modifications importantes des prestations payables ne réduisent pas les probabilités de participation dans une grande mesure, en raison des modifications compensatrices d'autres facteurs. La nature de ces autres facteurs n'est pas immédiatement apparente. Selon une interprétation quelque peu opposée, les prestataires recoivent plus que ce qu'il faut pour rendre les prestations attrayantes. Bien sûr, cela est normal puisque nous aimerions que les prestations fassent plus que compenser les coûts de présentation d'une demande.

Le fait que les réformes découlant du Projet de loi C-17 aient apparemment une incidence plus importante sur les prestations payables aux personnes admissibles que sur la probabilité qu'une personne donnée soit admissible à des prestations est un autre résultat curieux du projet de loi. Ce résultat est peut-être étonnant à la lumière du fait que les réformes découlant du Projet de loi C-17 sont en grande partie destinées à rendre non admissible les travailleurs ayant une faible participation au marché du travail. Ce résultat pourrait signifier que la plupart des travailleurs sont en mesure d'accroître la durée de leur emploi avant la perte de ce dernier, de manière à préserver leur admissibilité à des prestations, ce qui est soutenu par les travaux d'auteurs tels Christofides et McKenna (1996), qui ont documenté des exemples antérieurs de durées d'emploi adaptées de manière à répondre aux normes d'admissibilité du régime d'a.-c. Ce point de vue est également soutenu par l'observation du fait que le nombre de semaines de prestations diminue pour un grand nombre de personnes admissibles, ce qui laisse supposer qu'un nombre important de personnes admissibles ne répondent qu'au minimum des normes. Cela signifie qu'on peut soutenir que le Projet de loi C-17 a peut-être atteint ses objectifs de la meilleure façon possible : relativement peu de chômeurs deviennent non admissibles à des prestations, mais les personnes qui sont admissibles ne peuvent plus financer une longue période de chômage faisant suite à une courte période d'emploi.

Tableau 7
Incidence des modifications des règles découlant du Projet de loi C-17 sur l'admissibilité et sur la participation
(Écarts-types entre parenthèses)

	EPCC 1993		EPCC 1995	
	Non-pondérées	Pondérées	Non-pondérées	Pondérées
Probabilité d'admissibilité				
Règles de 1993	0,927	0,879	0,829	0,823
Règles de 1995	0,926	0,878	0,828	0,822
Nombres de semaines de prestations payables				
Règles de 1993	40,27	35,65	34,59	34,12
Règles de 1995	34,67	32,14	25,69	24,44
Participation moyenne prévue				
Règles de 1993	0,872		0,789	
	(0,100)		(0,069)	
Règles de 1995	0,869		0,771	
	(0,093)		(0,078)	

8. *Effet du Projet de loi C-17 sur le compte d'a.-c.*

L'un des buts importants de la recherche est de fournir des renseignements au sujet de l'effet des changements relatifs à l'a.-c. attribuables au Projet de loi C-17, et sur l'état du compte d'a.-c. C'est précisément l'objet du Tableau 8, qui fait état des montants des prestations potentiellement payables selon les deux scénarios hypothétiques, ainsi que des montants réellement versés. Nous examinons le paiement potentiel maximal (les prestations payables si toutes les personnes admissibles touchaient toutes les prestations auxquelles elles ont droit), le paiement maximal demandé (les prestations payables aux personnes qui demandent réellement des prestations, si elles touchent toutes les prestations auxquelles elles ont droit), ainsi que les montants réellement versés[7].

La première colonne du Tableau 8 indique les montants découlant des règles de 1995 établies par le Projet de loi C-17. Lorsque nous appliquons les règles du projet de loi aux caractéristiques de l'échantillon de l'EPCC de 1995, nous constatons que les répondants de l'échantillon de l'EPCC de 1995 perdant leur emploi génèrent un paiement maximal potentiel de 46 366 613 $ pour le compte d'a.-c.[8] Ce paiement potentiel est supérieur aux prestations réellement versées à ce groupe et ce, pour deux raisons : certains travailleurs admissibles ne demandent pas de prestations et certains de ceux qui en demandent trouvent un emploi avant l'échéance de leur période d'admissibilité à des prestations.

La deuxième colonne montre que le paiement maximal potentiel serait de 64 535 398 $ si les règles antérieures au Projet de loi C-17 étaient appliquées à un groupe présentant les mêmes caractéristiques démographiques que l'échantillon de l'EPCC de 1995. Le montant obtenu au moyen des règles découlant du Projet de loi C-17 représente donc une baisse de 28,2 p. 100 en paiements maximums potentiels, en raison des facteurs suivants : admissibilité réduite, taux de prestations réduits, diminution des demandes en " itération ", périodes écourtées d'admissibilité à des prestations, et interactions entre ces effets. Une ventilation de la réduction en dollars selon ces catégories montre que, comme l'a suggéré notre analyse économétrique des

---

7 Ces mesures sont détaillées au chapitre 4 du présent rapport.

8 Cette incidence concerne l'échantillon de l'EPCC de 1995, plutôt que l'ensemble de l'économie canadienne. Pour extrapoler à l'ensemble des chômeurs, il faut multiplier par les valeurs de pondération. Une approche plus simple consiste tout simplement à analyser les changements selon des pourcentages et des effets en dollars; c'est la méthode que nous avons utilisée ici.

... un pourcentage élevé de cette réduction potentielle est attribuable aux périodes d'admissibilité ...

probabilités d'admissibilité, un pourcentage élevé (61 p. 100) de cette réduction potentielle est attribuable aux périodes d'admissibilité réduites, que la réduction des taux de prestations compte pour 7 p. 100 de la diminution du paiement maximal potentiel, et que l'admissibilité réduite explique moins de 1 p. 100 des économies potentielles en dollars.

La deuxième ligne du Tableau 8 fait état de l'incidence de la participation aux prestations sur le compte d'a.-c. en ce qui concerne l'échantillon de l'EPCC de 1995. Dans la première colonne, nous utilisons la participation aux prestations réelle déclarée de l'échantillon de 1995 pour calculer le paiement maximal demandé pour les chômeurs qui demandent des prestations. L'absence de demande de prestations de la part de certaines personnes entraîne une réduction de 10 586 221 $ (une baisse de 22,8 p. 100) du montant potentiel payable. Bien sûr, les économies réelles attribuables aux personnes qui ne présentent pas de demande sont inférieures, notamment parce que les personnes admissibles qui ne demandent pas de prestations ont tendance à avoir des périodes de chômage plus courtes que celles qui demandent des prestations.

Pour calculer le paiement maximal analogue demandé pour l'échantillon de l'EPCC de 1995 en utilisant le scénario hypothétique selon lequel les règles de 1993 seraient toujours en vigueur, nous rajustons les prestations maximales demandées en fonction des règles de 1995 en multipliant par 1,023. Ce rajustement reflète le fait que notre analyse empirique des probabilités de participation montre que le régime antérieur au Projet de loi C-17, plus généreux, produit une probabilité de participation plus élevée que le régime découlant du Projet de loi C-17, à raison de 2,3 p. 100[9]. Par conséquent, si nous utilisons les règles de 1995 plutôt que celles de 1993, le montant maximal des prestations potentiellement payables aux prestataires diminue encore plus que le paiement potentiel total aux personnes admissibles (à raison de 29,4 p. 100 pour les versements aux prestataires, par opposition à 28,2 p. 100 pour les personnes admissibles) parce que, sous le régime découlant du Projet de loi C-17, un pourcentage plus élevé de personnes admissibles ne demandent pas les prestations auxquelles elles ont droit.

La dernière ligne du Tableau 8 fait état des montants en dollars qui seraient réellement versés, compte tenu de la durée des périodes de chômage dans l'EPCC de 1995. Le montant en dollars versé se chiffre à 20 864 655 $, soit un peu plus de la moitié du montant maximal auquel les prestataires ont droit, ce qui reflète le fait que certaines personnes trouvent de nouveaux emplois rapidement tandis que d'autres ont utilisent toutes les prestations auxquelles elles ont droit. Il est intéressant de noter que, tandis que le

---

[9] Ce facteur de rajustement est tiré du Tableau 6. Les taux de participation moyens prévus pour l'échantillon de l'EPCC de 1995 sont de 0,789 sous le régime antérieur au Projet de loi C-17, et de 0,771 sous le régime découlant du projet de loi. Une augmentation de 0,771 à 0,789 reflète un changement de 2,3 p. 100.

montant versé correspond à 58 p. 100 du montant demandé sous le régime découlant du Projet de loi C-17, ce pourcentage tombe à 52 p. 100 lorsqu'on applique les règles antérieures au projet de loi. En d'autres termes, pour un grand nombre de personnes, ni la limite établie par le Projet de loi C-17 quant au nombre de semaines de prestations payables, ni la limite antérieure à ce dernier ne sont une contrainte réelle parce que ces personnes trouvent un emploi rapidement. Par ailleurs, suffisamment de gens épuisent leurs prestations pour qu'il se produise quand même une réduction de 20,7 p. 100 des prestations versées sous le régime découlant du projet de loi[10]. Le fait qu'un grand nombre de gens trouvent des emplois avant d'épuiser leurs prestations signifie que, tandis que le Projet de loi C-17 a potentiel de diminuer de 29,4 p. 100 les versements aux prestataires si tous les prestataires épuisent leurs prestations, la réduction réelle en dollars versés, établie à 20,7 p. 100, est légèrement moins élevée.

[10] Cette analyse des changements dans les prestations versées fondée sur les EPCC est en accord avec les données administratives relativement aux prestations versées. Entre juin 1994 et juin 1995, le total des prestations d'a.-c. versées a diminué de 19,4 p. 100.

Tableau 8
Incidence des reformes decoulant du Projet de loi C-17 sur le compte d'a.-c.
Estimations fondees sur les donnees EPCC 1995

	Règles de 1995	Règles de 1993	Difference %
Paiement maximal potentiel (1)	46 366 613	64 535 398	-28,2
Différence attribuable à :			
Réduction du taux de prestations		-1 330 763	
Réduction de l'admissibilité		-44 622	
Réduction du nombre de personnes présentant des demandes en itération(2)		-5 712 726	
Reste : Réduction du nombre de semaines d'admissibilité et effets croisés		-11 080 674	
Paiement maximal demandé (3)	35 780 392	50 696 231	-29,4
Dollars réellement versés(4)	20 864 655	26 303 737	-20,7
Différence attribuable à :			
Réduction du nombre de pesonnes présentant des demandes en itération		-605 509	-18,8
Réduction de l'admissibilité		-6 532	
Réduction des taux de prestations		-581 966	
Augmentation du nombre de demandes épuisées		-1 783 459	
Reste : (réduction des nombres de semaines pour les personnes ayant épuisé leurs prestations, et effets croisés)		-2 461 616	

(1) Nombre maximal estimé de semaines de prestations payables x paiement hebdomadaire moyen estimé (maximum: 448 $). Ce chiffre représente le paiement de prestations potentiel si toutes les personnes admissibles demandaient des prestations jusqu'à la fin de leur période d'admissibilité.

(2) Les demandes en itération sont définies par les auteurs comme étant celles faites par les individus qui présentent une nouvelle demande de prestations dès que leur demande établie ou celle qui était active lors de la cessation d'emploi est épuisée.

(3) Montant du paiement maximal potentiel, une fois qu'on applique les taux de participation. Pour tenir compte des changements quant au comportement à la suite du changement des règles, le montant réellement demandé sous le régime de 1993 est multiplié par 1 023 pour tenir compte de l'augmentation de la participation qui aurait fait suite à une générosité accrue.

(4) Le nombre de semaines de prestations réellement payées correspond au minimum des semaines de prestations payables ou à la durée réelle du chômage pour les personnes qui n'ont pas épuisé leurs prestations.

9. Conclusions

L'étude fait ressortir des faits démontrant que les réformes découlant du Projet de loi C-17 provoquent une légère diminution de la probabilité que les chômeurs admissibles à des prestations d'a.-c. demandent réellement des prestations. Les données brutes, rajustées uniquement en fonction des valeurs de pondération de l'échantillonnage, montrent une diminution de 80 à 75 p. 100 du taux de demande déclaré par les personnes admissibles. L'analyse statistique révèle que d'autres facteurs, notamment la réduction des taux de chômage, expliquent également une partie du changement, de sorte que les chiffres bruts mentionnés ci-dessus sont une limite supérieure de l'effet du Projet de loi C-17. Nous observons toutefois des changements considérables attribuables au Projet de C-17, sur le plan du nombre de semaines de prestations payables. Ces changements signifient qu'il y a eu une baisse importante des montants financés par le compte d'a.-c., en conséquence des modifications apportées à la structure des périodes d'admissibilité à des prestations et aux normes d'admissibilité. Fait intéressant, il ne se produit pas de réduction importante de la probabilité d'admissibilité. Le Projet de loi C-17 permet plutôt des économies, grâce surtout à la réduction de la durée maximale des périodes de prestations.

Ces changements signifient qu'il y a eu une baisse importante des montants financés par le compte d'a.-c. en conséquence des modifications apportées à la structure des périodes d'admissibilité à des prestations et aux normes d'admissibilité.

Une question à laquelle la recherche ne répond pas répondu est celle de savoir quelles sont les conséquences de taux d'admissibilité inchangés, combinés aux périodes de prestations plus courtes. L'une des possibilités est que certains chômeurs sont réemployés, en bout de ligne, à des postes différents de leurs emplois saisonniers habituels. Il est également possible que certains travailleurs connaissent des baisses de revenu après leur première période de chômage postérieure au Projet de loi C-17. Ce n'est qu'après cette période que nous pourrions voir des déplacements de travailleurs vers d'autres formes de soutien du revenu, notamment, l'aide sociale. Ces questions devraient faire l'objet d'une analyse approfondie.

L'étude révèle que le Projet de loi C-17 a un effet important sur le montant versé à même le compte d'a.-c. Nous pouvons maintenir l'environnement économique et examiner les montants que l'échantillon de l'EPCC de 1995 générerait sous le régime de 1993. Nous avons conclu que le Projet de loi C-17 est responsable d'une réduction de 20,7 p. 100 des prestations versées, essentiellement en raison des périodes d'admissibilité plus courtes. Il importe de souligner qu'aucune partie de cette réduction n'est attribuable à des conditions économiques améliorées puisque les caractéristiques de l'EPCC de 1995 sont gardées constantes.

Bibliographie

Anderson, P. M., et B. D. Meyer (1994) " Unemployment Insurance Benefits and Take-up Rates ", Document de travail NBER, n° 4787, juin.

Blank, R. M., et D. E. Card. (1991) " Recent Trends in Insured and Uninsured Unemployment: Is There and Explanation? " *The Quarterly Journal of Economics* CVI, pp. 1157-1189.

Christofides, L.N., et C.J. McKenna (1996) " Unemployment Insurance and Job Duration in Canada ", *Journal of Labor Economics*, 14(2), pp. 286-312.

McCall, B. (1995) " The Impact of Unemployment Insurance Benefit levels on Recipiency ", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2), pp. 189-198.

Meyer, Bruce (1990) " Unemployment Insurance and Unemployment Spells. " *Econometrica*, 58(4), 757-782.

Storer, P.A., et M. Van Audenrode (1995) " Unemployment Insurance Take-up Rates in Canada: Facts, Determinants, and Implications ", *Revue canadienne d'économique*, 28(4).